AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

CAPITAL HUMANO, SOCIAL E EMPREGO EM MUNICÍPIOS AGRÍCOLAS

ELAINE MENDONCA BERNARDES; PAULA REGINA DE JESUS PINSETTA PAVARINA; FERNANDO CURI PERES;

UNESP E USP

ILHA SOLTEIRA, FRANCA E PIRACICABA - SP - BRASIL

emb@agr.feis.unesp.br

APRESENTAÇÃO COM PRESENÇA DE DEBATEDOR

DESENVOLVIMENTO TERRITORIAL E RURALIDADE

CAPITAL HUMANO, SOCIAL E EMPREGO EM MUNICÍPIOS "AGRÍCOLAS" [1]

Grupo de Pesquisa: Desenvolvimento Territorial e Ruralidade
Apresentação com presidente da sessão e presença de debatedor

1. INTRODUÇÃO

[1] Os autores agradecem ao CNPq pela bolsa de estágio no exterior que deu origem ao presente trabalho.

A análise do desenvolvimento de municípios agrícolas do estado de São Paulo, além de auxiliar na compreensão dos problemas deste estado, pode servir de subsídios para estudos sobre outros estados da federação. Tais análises permitem que decisões de políticas públicas sejam tomadas de forma mais consciente, conhecendo-se os dos "pontos de estrangulamento" que eventualmente sejam detectados. É o caso, por exemplo, de medidas relacionadas ao capital humano. A transferência deste estoque de capital entre os setores da economia leva as atividades econômicas urbanas a se beneficiarem ao receberem capital oriundo do meio rural por meio do processo migratório. Por outro lado, com a liberação da mão de obra rural do trabalho agrícola em São Paulo a partir da modernização da agricultura e o não surgimento de novos empregos na indústria, cresceu o número de pessoas em ocupações não agrícolas residentes em áreas rurais (BALSADI, 2001).

Para a geração de emprego em atividades não agrícolas no meio rural, o capital humano pode desempenhar papel importante. Como outras formas de capital, o humano gera um fluxo de renda e produção ao longo de períodos de tempo. Difere das outras formas conhecidas há mais tempo porque diz respeito à educação, habilidades, condições de saúde, enfim, a aspectos que não há como serem separados da pessoa (BECKER, 1993). Além do capital humano, é possível que o capital social também contribua com a geração de emprego em atividades não agrícolas no meio rural, através, por exemplo, da redução de custos de transação. Dada a necessidade de geração de empregos em municípios altamente dependentes da atividade agrícola, bem como a importância do capital humano para o crescimento da economia e a carência ainda existente sobre o papel do capital social na geração de empregos, este estudo teve por **objetivo geral** analisar a importância desses dois estoques de capital no crescimento do número de emprego.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O modelo de Lucas (1988) é talvez a principal influência nos modelos de crescimento endógeno. Tal autor:

> aplica um modelo de dois setores no qual capital humano é produzido por um insumo apenas, capital humano, e no qual o produto final é produzido tanto por capital humano quanto físico. Dois modelos alternativos de capital humano foram analisados. No primeiro, o modelo de escolaridade, o crescimento do capital humano depende de como um trabalhador aloca seu tempo entre produção corrente e acumulação de capital humano. No segundo, o modelo 'aprender fazendo', o crescimento do capital humano é uma função positiva do esforço dedicado à produção de novos bens" (RUTTAN, 2001, p.25-26).

Crescimento a longo prazo, nos modelos iniciais de crescimento endógeno, é dirigido fundamentalmente pela acumulação de conhecimento (ROMER, 1986). Esses modelos, de acordo com Ruttan (2001), avançaram a partir do modelo de Romer para abandonar o pressuposto neoclássico de competição perfeita. Para Ruttan (2001), Romer (1990) seguiu Lucas ao enfatizar a importância do capital humano em desenvolver novos conhecimentos e tecnologia. Para Ruttan (2001), em 1990 Romer seguiu Lucas ao enfatizar a importância do capital humano em desenvolver novos conhecimentos e tecnologia. Cabe lembrar que o foco de Ruttan era o processo de mudança tecnológica. À medida que o trabalho de Romer amadurece, ele se volta para a contribuição das idéias como fonte principal do crescimento econômico. Romer lembra que o modelo de crescimento neoclássico explica o crescimento em termos de interações entre tecnologia e insumos convencionais, enquanto a versão mais recente da teoria do crescimento do próprio Romer,

as fontes de crescimento são idéias e coisas (ROMER, 1993[2], 1997[3], citado por RUTTAN, 2001).

O enfoque de Romer (1986) foi considerado por Glaeser et al. (1992) como parte de uma mesma teoria, juntamente com Marshall e Arrow, e a analisaram comparativamente à teoria de Porter (1990) sobre competitividade e a de Jacobs (1969[4]) Glaeser et al. estavam particularmente interessados em estudar a importância das externalidades associadas ao "*knowledge spillovers*" e que foram reconhecidas por Romer (1986) e Lucas (1988). No estudo, Glaeser et al. focalizaram as três teorias que, segundo tais autores não são sempre mutuamente exclusivas, mas sim diferentes quanto ao que consideram mais importante. Jacobs, ao contrário de Porter e MAR (Marshall-Arrow-Romer), acredita que as mais importantes transferências de conhecimentos venham de fora da indústria principal. Nas outras duas teorias, a especialização geográfica promove inovação e crescimento. Ainda de acordo com Glaeser et al., outra diferença é que, para Porter, a competição local acelera imitação e crescimento de idéias inovadoras enquanto, nos modelos de MAR, a competição não é vista como boa para o crescimento e sim a concentração local porque os inovadores internalizariam as externalidades. Este é um aspecto importante que parece ainda não suficientemente explorado em trabalhos no Brasil.

Com o mesmo enfoque apresentado por Glaeser et al. (1992) para explicar o desenvolvimento, as idéias de Porter estão presentes no trabalho de Miranowski et al. (2001). Tais autores procuraram adequar-se ao referencial teórico dos estoques de capitais. Embora simpatizassem com a importância do capital social para o processo de crescimento, não desenvolveram uma medida adequada por *county* e não encontraram meios para mensurar o capital social. Consideraram a possibilidade de as variáveis de educação incluírem possíveis estoques de capital social. Esta possibilidade está de acordo com Goldin e Katz (1998) que interpretaram que a educação, especialmente superior, seria uma forma de capital social. O argumento apresentado por Miranowski et al. é que pessoas com curso superior teriam maiores probabilidades de exercerem lideranças nas comunidades e gerarem estratégias inovadoras e empreendedoras para elevar emprego em outros setores, exceto manufatura. O objetivo de Miranowski et al. era explicar as razões pelas quais alguns municípios americanos cresceram enquanto outros, no mesmo período, declinaram. Analisaram 618 municípios em áreas rurais dos Estados Unidos tomando como referência o modelo apresentado no trabalho de Glaeser et al. (1992) para explicar o crescimento do emprego em "*city industries*" nos Estados Unidos. Embora o trabalho de Glaeser et al. (1992) tenha influenciado fortemente o trabalho de Miranowski et al. (2001), este último acrescentou a preocupação com possíveis diferenças na geração de emprego entre regiões consideradas rurais e urbanas. A questão colocada por Miranowski et al. era como desenvolver um modelo de crescimento econômico moderno em áreas rurais, dada a lacuna existente na teoria macroeconômica para explicar casos isolados de crescimento econômico. Procuraram um modelo que explicasse as diferenças de crescimento econômico entre municípios de áreas consideradas rurais nos Estados Unidos e basearam-se no estudo de Glaeser et al. (1992) para crescimento industrial em grandes cidades americanas. No modelo teórico apresentado nesses dois trabalhos, as firmas são

[2] ROMER, P. M. "Idea Gaps and Object Gapes in Economic Development." Journal of Monetary Economics 32 (1993):543-573

[3]ROMER, P. "Beond Mrket Failure." In AAAS Science and Technology. Policy Yearbook, 1996-97, A.H.Teich, S.D. Nelson, and C. McEnanow, eds., pp.143-160. Washington, DC: American Association for the Advancement of Science, 1997.

[4] Jacobs, Jane. The Economy of Cities. New York: Vintage, 1969.

consideradas tomadoras de preço, salário, tecnologia e, portanto maximizam uma função de produção de um único insumo – o trabalho.

O crescimento total e setorial dos municípios entre 1969 e 1996 foi explicado, no trabalho de Miranowski et al. (2001) por variáveis que representavam dotação de recursos, condições iniciais e fatores locacionais. Para representar a dotação de recursos, consideraram o capital humano, as externalidades do conhecimento e o capital natural. Para condições iniciais, os autores incluiriam os níveis de emprego e de salário e o valor da terra agrícola em 1969. Quanto aos fatores locacionais, além da distância de cada município até a metrópole mais próxima, incluíram variáveis binárias para indicar ruralidade e para os diferentes estados que compunham a amostra. Estimaram o crescimento no emprego total não agrícola e crescimento do emprego em vários setores. Agricultura, serviços e setores de mineração foram excluídos, pois, segundo esses autores, as estimativas de emprego em propriedades agropecuárias não são comparáveis ao crescimento nos setores não agrícolas e os serviços agrícolas e de mineração eram inexistentes ou muito pequenos para serem incluídos na análise. Esta particularidade da agricultura americana não se aplica ao Brasil, nem mesmo para o estado de São Paulo como sugerem os dados levantados no presente estudo e que serão discutidos a seguir. Além disso, este estudo se volta especificamente a municípios nos quais a agricultura é principal (senão a única atividade relevante em termos de emprego), sem a pretensão de comparar setores, embora as particularidades da agropecuária surjam naturalmente.

Nos dados utilizados por Miranowski et al. (2001), destaca-se o fato já mencionado de que tais autores consideraram as variáveis de educação (escolaridade) estariam incluindo possíveis estoques de capital social. Na definição das variáveis para externalidades, mais uma vez os autores retomaram questões discutidas em Glaeser (1992) e as direcionaram para regiões rurais. A partir das recentes idéias sobre desenvolvimento econômico e considerando-se a necessidade de geração de emprego em áreas rurais, este estudo teve por objetivo específico aprofundar a análise, iniciada em trabalho anterior,[5] da relação entre os estoques de capital humano, capital social e o emprego em municípios agrícolas do estado de São Paulo.

3. METODOLOGIA

Este estudo pretendeu explicar o número de empregos nos municípios paulistas, em 1999, a partir das condições iniciais desses municípios em 1994 (início do Plano Real) e de seus estoques de capital humano e social. O ano de 1999 foi escolhido como o limite do período analisado em razão da mudança na condução da política cambial (desvalorização do Real). Essa mudança pode ter influenciado de modo significativo as economias dos municípios agrícolas. Inicialmente, trabalhou-se com variáveis que se aproximavam àquelas utilizadas por Miranowski et al. Dentre tais variáveis, incluía-se o índice de concentração industrial ou Índice de Hirschman-Herfindahl (IHH), também utilizado por Glaeser et al. (1992). Trata-se de uma medida de concentração setorial[6] no município. Primeiramente, calcula-se a participação, quanto ao número de empregados, de cada setor dentro do município. A soma do quadrado dessas participações setoriais por municípios resulta em um índice de concentração (IHH) do município. A inclusão do índice é uma tentativa de se considerar as possíveis externalidades geradas pela concentração setorial do

[5] Resultados parciais foram apresentados no XLIII Congresso da SOBER, em 2005. Vide Bernardes et al. (2005).
[6] O termo concentração industrial, ao longo do texto, foi considerado sinônimo de concentração setorial.

município. Tentou-se com isso incluir uma variável que medisse o ganho da internalização de externalidades do conhecimento no crescimento do emprego.

Constatou-se que, para os municípios do estado de São Paulo, as variáveis de escolaridade apresentam correlação com o índice de concentração (IHH) e optou-se pela utilização do método dos componentes principais para obter fatores não correlacionados. Componentes principais ou fatores consistem em combinações lineares das variáveis originais, que não são correlacionados entre si, apesar da correlação estar presente nas variáveis originais. O método dos componentes principais procura explicar o máximo da variância das variáveis originais e é adequado para se identificar, a partir de um conjunto amplo de variáveis, um conjunto menor de fatores que respondam pela máxima variância nos dados.

O primeiro componente principal explica o máximo de variância nos dados, o segundo componente, o máximo não explicado pelo primeiro e daí por diante. As etapas do método para se chegar até o componente principal são detalhadas em Sharma (1996). O primeiro passo para se determinar os componentes principais é a transformação das variáveis observadas. Com a transformação, todas as variáveis passam a ter "a mesma variância e a participação de uma variável na determinação dos componentes principais irá depender apenas das suas correlações com as demais variáveis" (HOFFMANN, 1999, p.3).

O número de componentes principais ou fatores a ser obtido é uma decisão que pode ser considerada arbitrária. É de se esperar que um número reduzido de fatores possa gerar interpretações com mais aplicação prática. Um critério encontrado na literatura é a obtenção de tantos fatores quantas forem as de raízes características maiores que a unidade. Neste estudo, optou-se inicialmente por esse critério e obteve-se quatro fatores. Uma vez que 2 fatores explicavam mais de 60% da variância dos dados, processou-se a análise com o limite de 2 componentes.

Os dados dos municípios do estado de São Paulo foram obtidos a partir das bases de dados da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados – Seade (SEADE, 2002a; SEADE, 2002b); da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS, divulgada pelo Ministério do Trabalho e do Emprego (BRASIL, 1997; BRASIL, 2002); do Instituto de Economia Agrícola – IEA (HIRIART et al., 1999); da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (IBGE, 2002). Algumas dessas variáveis já se encontravam na forma de coeficiente relacionado à população, expressas, por exemplo, por cem ou por mil habitantes, mas a grande maioria precisou ser transformada. Utilizou-se nesses casos as estimativas populacionais para o ano de 1996, divulgadas pelo IBGE, obtidas na base de dados da Fundação Seade (1994).

As variáveis que representaram capital humano, mais precisamente escolaridade, foram obtidas em Haddad & Bonelli (1998). São elas: (i) a taxa de analfabetismo da população a partir de 15 anos, (ii) o número médio de anos de estudo da população a partir de 25 anos de idade, e as percentagens da população a partir de 25 anos com: (iii) menos de 4 anos de estudo, (iv) menos de 8 anos de estudo e (v) mais de 11 anos de estudo; variáveis estas disponíveis para o ano de 1991. Para os municípios criados posteriormente a 1991 ou recém criados em 1991 (e, portanto, sem dados disponíveis), considerou-se os valores iguais a seus municípios de origem. O número de municípios totalizou 625.

As variáveis escolhidas para representar o estoque de capital social foram selecionadas tomando-se como referência variáveis utilizadas por Putnam (1993) para representar associativismo, civismo e confiança. Para civismo e associativismo, exceto uma, todas as variáveis foram obtidas na RAIS (BRASIL, 1997; BRASIL, 2002), seguindo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) de 1995. Algum grau de "civismo" foi representado, ainda que precariamente, pelas variáveis voltadas à

comunicação em massa – dado seu caráter de utilidade pública – e utilizou-se para isso (vi) o número de estabelecimentos de atividades de agência de notícias. Além dessas variáveis da RAIS, utilizou-se o número de estabelecimentos existentes em atividades incluídas pela CNAE como atividades associativas e atividades recreativas culturais (nas quais também se enquadram as já citadas atividades de meio de comunicação) e desportivas. Esses estabelecimentos são: (vii) atividades de organizações profissionais, (viii) atividades de organizações religiosas, (ix) atividades de organizações políticas e (x) atividades de teatro, música e outras atividades literárias. Em Hiriart et al. (1999) obteve-se a variável (xi) número de associações rurais. Representaram confiança as variáveis (xii) número de crimes contra o patrimônio e (xiii) número de ocorrências policiais. Para essa última variável, o ano considerado foi 1998 e a fonte para ambas as variáveis de confiança foi, mais uma vez, a base de dados da Fundação Seade (2002a e 2002b).

A "ruralidade" seria outra variável a ser incluída, mas neste item o Brasil tem particularidades que precisam ser discutidas. A separação entre rural e urbano não é clara no Brasil. Na realidade, os critérios utilizados pelo IBGE são alvos de críticas.[7] Neste trabalho, buscou-se um critério mais adequado para selecionar aqueles municípios que, de fato, teriam na agricultura sua mais importante geradora de empregos. Com a modernização da agricultura esses municípios deverão liberar mão-de-obra. Caso não gerem outros postos de trabalho no mesmo município, em outras atividades não agrícolas, terão redução no número de empregos. O preço da terra também foi incluído na análise, mas como *proxy* de capital natural. Como tal preço não é disponível por município,[8] utilizou-se o (xiv) preço médio da terra de cultura de primeira, calculado por Escritório de Desenvolvimento Rural (EDR) pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). Considerou-se um único preço para todos os municípios que compõem cada EDR.

Para identificar os municípios nos quais a agricultura é um setor importante, utilizou-se o critério de especialização do município. Para tanto, relaciona-se a participação – quanto ao número de empregados – de cada setor, dentro do município, à participação do respectivo setor no estado. O resultado é o Quociente Locacional (QL) expresso pela participação do setor no número de empregos no município em relação a participação no número de empregos do referido setor no estado de São Paulo. Dessa forma, essa participação é um indicador de força de cada setor na economia municipal em relação ao mesmo setor na economia do estado. Se o Quociente Locacional em uma dada indústria é igual a 1 (um), entende-se que a importância do setor no município é a mesma que para o estado de São Paulo. Neste trabalho interessa particularmente aqueles municípios para os quais a agricultura é mais importante que os outros setores para o município em relação ao estado. Desse modo, só a partir de quociente locacional acima de 1 é que o município seria considerado agrícola.

Quocientes Locacionais superiores a 1 são utilizados em estudos sobre desenvolvimento regional. O cálculo do quociente para os municípios paulistas indicou que o critério precisaria ser mais rígido, pois a grande maioria dos municípios paulistas apresentou quocientes locacionais para agricultura superiores a 1. Calculou-se, então, as médias aritméticas dos coeficientes obtidos para 1994 e para 1999 e essas foram tomadas como referência para a separação dos municípios agrícolas dos outros municípios paulistas. Valor acima da média em pelo menos um desses anos significou, neste estudo, "município agrícola". Nas análises de regressão a serem apresentadas, uma variável (xv) binária foi

[7] Essas críticas podem ser encontradas em: Veiga, J. E. **Cidades Imaginárias**: o Brasil é menos urbano do que se calcula. Campinas: Autores Associados, 2002.
[8] Conforme comunicação pessoal com o IEA em 2002.

incluída para diferenciar tais municípios. Desse modo, pode-se analisar se as variáveis que influem no número de empregos do município agrícola são as mesmas que em outros municípios não agrícolas. A variável dependente foi o número de empregos no município, *per capita*, em 1999.

O levantamento de dados de emprego nos municípios do estado de São Paulo, no período 1994-1999, foi realizado por meio da base de dados da RAIS. O emprego nos municípios paulistas foi relacionado aos fatores obtidos na análise fatorial e à variável binária para municípios agrícolas O programa utilizado para as regressões foi o *Statistical Package for Social Sciences* (SPSS). Também foi incluído nas regressões lineares, dentre as variáveis explicativas, (xvi) o emprego no início do período (1994).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O período analisado foi de redução de empregos em municípios paulistas, por problemas enfrentados pelo indústria automobilística e a indústria têxtil, conforme dados disponibilizados pela RAIS. Com tais dados, obteve-se os quocientes locacionais. Para o setor denominado na base da RAIS de "agricultura, pecuária e serviços relacionados", o coeficiente possibilitou a classificação dos municípios entre agrícolas e não agrícolas. Esses resultados parciais foram apresentados por Bernardes et al. (2005), bem como os resultados obtidos para o índice IHH. No presente trabalho, a análise de tal índice e das variáveis de educação e capital social mostraram-se correlacionados. Este resultado (apresentado na Tabela 1) levou à adoção da metodologia de Componentes Principais cuja análise é apresentada a seguir.

4.1. Análise de Componentes Principais

O método dos componentes principais apresentou-se adequado à análise, de acordo com os valores obtidos nos testes de esfericidade e da adequacidade da amostra. Para a esfericidade da amostra, aplicou-se o teste de esfericidade de Bartlett (*Bartlett Test of Sphericity*) no qual a hipótese testada é a de que a matriz de correlação é uma matriz identidade – o que significaria que as variáveis seriam correlacionadas consigo próprias e não correlacionadas com as demais (MALHOTRA, 2001). Tal fato seria inadequado para a obtenção de fatores que se supõe apresentarem variáveis correlacionadas. O valor foi 9954,853 e, portanto, favorece a rejeição desta hipótese. Quanto ao teste da adequacidade da amostra, utilizou-se o teste Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO Measure of Sampling Adequacy*). Trata-se de um teste de homogeneidade das variáveis, de acordo com Sharma (1996). Resultados obtidos com valor acima de 0,5 demonstram que a análise fatorial é considerada apropriada (MALHOTRA, 2001). O resultados obtido no presente estudo foi acima desse valor (0,787) quase considerado meritório (que seria acima de 0,80) para orientar a decisão sobre a adequacidade da amostra, de acordo com os valores sugeridos por Kaiser & Rice (1974)[9], citados por Sharma (1996). Tendo em vista o resultado dos testes, entende-se que a análise pelo método dos componentes principais foi um instrumento adequado para a análise dos dados deste trabalho.

Tabela 1. Correlações entre as variáveis de escolaridade, IHH e associativismo (N = 625).

	IHH	<4anos	<8anos de	>11anos de	Taxa de	Anos de	Total assoc.

[9] KAISER, H.F.; RICE, J. Little Jiffy Mark IV. **Educational and Psychological Measurement**, v.34, p.111-117, 1974.

			estudo (%pop> 25 anos)	estudo (% pop. 25 anos)	estudo (% pop> 25 anos)	analfabe-tismo (% pop maior de 15 anos)	estudo (pop> 25 anos)	etc. (por 1000)
IHH	Pearson Correlation	1	0,522**	0,451**	-0,392**	0,542**	-0,510**	-0,296**
	Sig. (2-tailed)	--	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<4anos estudo (%pop>25anos)	Pearson Correlation	0,522**	1	0,890**	-0,736**	0,894**	-0,947**	-0,296**
	Sig. (2-tailed)	0,000	--	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<8anos de estudo (%pop. 25anos)	Pearson Correlation	0,451**	0,890**	1	-0,879**	0,754**	-0,974**	-0,336**
	Sig. (2-tailed)	0,000	0,000	--	0,000	0,000	0,000	0,000
>11anos de estudo (%pop> 25anos)	Pearson Correlation	-0,392**	-0,736**	-0,879**	1	-0,638**	0,882**	0,383**
	Sig. (2-tailed)	0,000	0,000	0,000	--	0,000	0,000	0,000
Taxa de analfa-betismo (%pop maior de 15 anos)	Pearson Correlation	0,542**	0,894**	0,754**	-0,638**	1	-0,856**	-0,270**
	Sig. (2-tailed)	0,000	0,000	0,000	0,000	--	0,000	0,000
Anos de estudo (pop>25 anos)	Pearson Correlation	-0,510**	-0,947**	-0,974**	0,882**	-0,856**	1	0,346**
	Sig. (2-tailed)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	--	0,000
Total assoc.etc. (por 1000)	Pearson Correlation	-0,296**	-0,296**	-0,336**	0,383**	-0,270**	0,346**	1
	Sig. (2-tailed)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	--

** correlação significativa a 0,01.

A matriz inicial de fatores obtida indica a relação entre os fatores e as variáveis individuais. Para facilitar a interpretação dos resultados, fez-se a rotação dos fatores, obtendo-se a matriz rotacionada. Nessa matriz, os fatores têm correlação relativamente forte com poucas variáveis e correlação relativamente fraca com as outras variáveis. O processo utilizado para obtenção da matriz rotacionada foi o *varimax*, que faz uma transformação ortogonal da matriz inicial (HOFFMANN, 1999).

A partir das 15 variáveis originais apresentadas na metodologia, a variância total explicada por apenas 2 fatores (61,145%) supera o mínimo sugerido pela literatura (60%). A Tabela 2 apresenta as variáveis com as quais os fatores obtidos são mais fortemente correlacionados.

O primeiro fator obtido é um fator claramente formado por variáveis de educação, conforme pode ser visto na Tabela 2. As cargas fatoriais indicam correlações do fator com as variáveis. Dessas variáveis, destaca-se que o fator é negativamente correlacionado com maior escolaridade e positivamente com menor escolaridade da população. Logo, com o aumento da escolaridade da população o fator decresce. O IHH faz parte desse fator, conforme se esperava. O fato de estar com correlação positiva deve ser interpretado com

cautela. Cabe lembrar que a concentração nesse caso pode se tratar de "qualquer setor", inclusive agropecuário.

Tabela 2. Variáveis mais fortemente correlacionadas e respectivas correlações com fatores obtidos a partir de 15 variáveis originais.

FATOR 1	FATOR 2
1) % da população com menos de 4 anos de estudo (**0,943**)	1) número de organizações políticas (**0,955**)
2) % da população com menos de 8 anos de estudo (**0,920**)	2) número de agências de notícias (**0,946**)
3) taxa de analfabetismo (**0,889**)	3) número de organizações religiosas (**0,882**)
4) índice de concentração IHH (**0,632**)	4) número de organizações de teatro, música e literatura (**0,879**)
5) % da população com mais de 11 anos estudo (**- 0,877**)	5) número de organizações profissionais (**0,743**)
6) número médio de anos de estudo da população adulta (**-0,910**)	

O primeiro componente principal explica 36,741% da variância total dos dados e o segundo 24,404, o que totaliza 61,145%. Por sua composição, o primeiro componente poderia ser denominado "carência de capital humano" e o segundo, de "capital social", uma vez que este último é fortemente correlacionado com variáveis que representam tal estoque. As duas maiores cargas que esse fator apresenta são com as organizações políticas e as agências de notícias. O fato de aparecem juntas e como as duas principais forças desse vetor, faz supor que certo grau de civismo estaria representado nesse fator. Por outro lado, todas as outras variáveis que apresentam altas cargas são variáveis indicadoras da "vida associativa". Essas variáveis são, em ordem decrescente de correlação, organizações de atividades religiosas; organizações de teatro, música e outras atividades literárias, e organizações de atividades profissionais. Assim, entende-se seja capital social ("associativismo") seja a denominação mais apropriada para o segundo fator.

4.1. Análise de Regressão

As duas regressões a serem apresentadas incluíam uma variável binária para verificar se a regressão era deslocada para os municípios agrícolas do estado de São Paulo. A diferença entre essas regressões está no número de municípios considerados agrícolas. Na primeira regressão, para considerar um município agrícola, obedeceu-se ao critério apresentado na metodologia. Uma vez que o número de municípios que se enquadravam no critério de quociente locacional maior que a média do estado em pelo menos um dos anos considerados (1994 e 1999) era muito alto (acima de 300), processou-se uma segunda regressão na qual se restringiu os municípios considerados agrícolas àqueles de maiores quocientes, sendo considerados 97 municípios. A variável dependente nas duas regressões foi o número de empregados *per capita*.

Utilizou-se o método *stepwise* para o ajuste das regressões. Nesse método, as variáveis entram e saem da equação em seqüência e de acordo com critérios preestabelecidos. O critério de entrada de novas variáveis foi, nesse caso, o valor 0,05 como limite máximo de significância dos valores obtidos no teste ***F***. O critério de saída de variáveis foi o valor 0,10 como limite mínimo de significância obtido no mesmo teste. Os

resultados obtidos na análise primeira regressão encontram-se nas Tabelas 3 e 4 e os resultados da segunda regressão, nas Tabelas 5 e 6.

O capital social não fez parte da solução encontrada. Além das condições iniciais de emprego (no ano de 1994), apenas o Fator 1 entrou na solução. Importante, de fato, é a interpretação do coeficiente do Fator 1, por tratar-se de variável que pode ser alterada por decisões e instrumentos de política econômica. Conforme esperado, o apresentou sinal negativo na solução. Quanto menor o nível de escolaridade da população, maior o Fator 1 e menor o número de empregos *per capita*. Destaca-se que, em módulo, os valores obtidos para o coeficiente Beta foram iguais. Esse resultado sugere "a força" que o capital humano teria para alterar situações iniciais desvantajosas de um município quanto ao número de empregos. O peso do fator na explicação do número de empregos de 1999 é o mesmo, em valor absoluto, que das condições iniciais de emprego (em 1994). Quanto à variável binária, o fato de não ter sido incluída na solução, significa que os municípios até aqui considerados "agrícolas" não apresentam diferenças, em relação aos outros, quanto aos fatores explicativos do emprego *per capita*. Além disso, todos foram significativos, conforme mostram os resultados dos valores do teste *t*, na Tabela 3.

Tabela 3. Coeficientes da regressão linear múltipla – variável dependente: número de empregados *per capita* em 1996, (sendo 339 municípios "agrícolas" (N = 620)

Variável na solução	Coeficiente de Regressão	Beta	Teste *t*
Constante	57,375		12,489
			(0,000) [1]
Emprego (1994)	0,731	0,705	23,563
			(0,000)
Fator 1	-6,407	-0,70	-2,327
			(0,02)

[1] valores entre parêntesis indicam o nível de significância do teste *t*.

O coeficiente de determinação ajustado (R^2) indica a percentagem da variação no número de empregados *per capita* que é explicada pelos fatores presentes na regressão. A Tabela 4 traz esse coeficiente. O valor obtido para o R^2 ajustado (0,542) e o valor do *F* são apresentados na mesma tabela. O teste *F* foi significativo.

Tabela 4. Coeficientes da regressão linear múltipla – variável dependente: número de empregados *per capita* em 1996 e teste *F*, sendo 339 municípios "agrícolas" (N = 620)

Coeficientes/ Teste	Valor
R Múltiplo	0,737
R^2	0,543
R^2 Ajustado	0,542

Erro padrão	62,10876
Teste F	366,623
Nível de significância de F	0,000

Os resultados obtidos na segunda regressão, na qual apenas 97 municípios considerados "agrícolas", incluem a variável binária para diferenciar tais municípios (apresentados na Tabela 5). Isso indica que tais municípios têm sim particularidades na geração de empregos em relação aos demais do estado de São Paulo. A regressão desloca-se com a inclusão da variável binária. O fato de apresentar sinal positivo indica que quando o município é agrícola (binária = 1), o número de empregos *per capita* é superior a município não agrícola. Este resultado está perfeitamente de acordo com o esperado uma vez que tais municípios têm praticamente só agricultura e, em geral, pouco modernizada.

Tabela 5. Coeficientes da regressão linear múltipla – variável dependente: número de empregados *per capita* em 1996, sendo 97 municípios "agrícolas" (N = 620)

Variável na solução	Coeficiente de Regressão	Beta	Teste t
Constante	55,799		12,065
			(0,000) [1]
Emprego 1994	0,723	0,697	23,240
			(0,000)
Fator 1	-8,018	-0,087	-2,838
			(0,005)
Binária	16,884	0,066	2,376
			(0,018)

[1] valores entre parêntesis indicam o nível de significância do teste *t*.

A Tabela 6 apresenta o coeficiente R^2 ajustado (0,545) e o valor do *F*.

Tabela 6. Coeficientes da regressão linear múltipla – variável dependente: número de empregados *per capita* em 1996 e teste *F*, sendo 97 municípios "agrícolas" (N = 620)

Coeficientes/ Teste	Valor
R Múltiplo	0,740
R^2	0,547
R^2 Ajustado	0,545
Erro padrão	61,87635
Teste F	248,136

Nível de significância de F	0,000

Nota-se na Tabela 6 que também nessa segunda regressão o valor do *F* foi significativo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O capital humano mais uma vez confirmou seu papel fundamental para o crescimento econômico ao influir positivamente no número de empregos *per capita* dos municípios paulistas, inclusive naqueles cuja principal atividade a gerar empregos é a agricultura. Essa conclusão surge da interpretação das análises de regressão realizadas nas quais dois fatores, obtidos a partir da análise fatorial, foram incluídos dentre as variáveis explicativas. Na realidade, o primeiro componente principal obtido, formado principalmente pelas variáveis de escolaridade, explicou sozinho 36,74% da variância total dos dados referentes a 625 municípios. O segundo componente principal, composto por variáveis de associativismo, que explicou 24,40% da variância total, não fez parte de nenhuma das duas regressões apresentadas. A ausência deste segundo fator nas regressões também reforça a idéia de que nem todo tipo de "vida associativa" tem impacto sobre geração de emprego nos municípios. A esse respeito, destaca-se que as regressões apresentadas neste trabalho, ao incluírem componentes principais dentre as possíveis variáveis explicativas, dificultam a discussão pois variáveis com maior potencial de gerar empregos podem não ter sido consideradas por não explicarem muito da percentagem da variância total dos dados.

A análise do papel do índice de concentração industrial (neste trabalho chamado de concentração setorial) de Hirschman-Herfindahl (IHH) para explicar o emprego em municípios paulistas precisa ser realizada com cautela, mas os resultados foram coerentes. Em primeiro lugar, a análise diretamente a partir de variáveis de capital humano, capital social e IHH não se mostrou adequada, dada a correlação entre elas. Obteve-se, então, fatores não correlacionados. O primeiro componente principal, formado por variáveis de escolaridade da população e IHH esteve presente em todas as regressões testadas, inclusive nas duas apresentadas no presente trabalho.

A cautela na análise do IHH se faz necessária porque a concentração, neste caso, relaciona-se ao número de pessoas empregadas em poucos setores. Logo, quanto mais "agrícola" (emprego basicamente na agropecuária), maior é o IHH. Uma vez que tal índice apresentou-se correlacionado a variáveis de educação, formou com elas, na análise de componentes principais, um único fator. O fator em questão cresce com o IHH e com aumentos nas percentagens da população com baixa escolaridade e decresce com aumento da escolaridade. Coerentemente com a literatura no que diz respeito ao capital humano, tal fator dificultou o desenvolvimento econômico refletido aqui na redução do número de empregos per capita nos municípios.

Com a inclusão do IHH pretendia-se, tal como realizado para regiões rurais americanas, a internalização de externalidades. Ressalta-se, porém que na análise americana os setores eram não agrícolas. Talvez bem mais dificilmente as empresas agropecuárias, dispersas em áreas rurais, pelo simples fato de pertencerem a um município "concentrado no setor agropecuário", possam internalizar possíveis externalidades. Por outro lado, o resultado obtido parece bastante razoável ao se notar que os menores índices

(IHH) referem-se, no estado de São Paulo, a municípios com maior diversidade de atividades econômicas e maior número de empregos per capita.

Por fim, os resultados sugerem que os municípios mais agrícolas (97 de um total de 625) do estado de São Paulo têm particularidades quanto ao número de empregos *per capita*. Isso porque a variável binária para diferenciar tais municípios dos outros do estado fez parte da solução obtida. O coeficiente correspondente foi significativo, positivo e de menor valor absoluto que o coeficiente para o Fator 1 (que reflete principalmente a escassez de capital humano). O fato de apresentar sinal positivo indica que quando o município é agrícola (binária = 1), o número de empregos *per capita* é superior ao de município não agrícola que tenha as outras variáveis explicativas com os mesmos valores. Este resultado está perfeitamente de acordo com o esperado uma vez que tais municípios têm praticamente só agricultura e, em geral, pouco modernizada.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALSADI, O.V. Evolução da ocupação agrícola e não agrícola no meio rural paulista nos anos 90. **Agricultura em São Paulo.** v.48, n.1, 2001.

BECKER, G.S. Human capital revisited. In: _____. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. 3.ed. Chicago: The University of Chicago, 1993. cap.11, p.15-26.

BERNARDES, E.M.; PERES, F.C.; PAVARINA, P.R.J.P. Capital Humano, capital social e emprego em "municípios agrícolas" do Estado de São Paulo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto, 2005. (CD-ROM)

BRASIL. Ministério do Trabalho e do Emprego. Secretaria de Políticas de Emprego e Salário. **RAIS – Relação Anual de Informações Sociais – 1996**. Brasília: MTE, 1997. (CD-ROM)

BRASIL. Ministério do Trabalho e do Emprego. Secretaria de Políticas de Emprego e Salário. **RAIS – Relação Anual de Informações Sociais**. Disponível em: <http://www.mte.gov.br>. Acesso em: 8 jan. 2002.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 6 jun. 2002.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS. **Anuário estatístico do Estado de São Paulo**. São Paulo: SEADE, 1994. 965p.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS. **Coletânea de tabelas**. Disponível em: <http://www.seade.gov.br> . Acesso em: 01 jun. 2002b.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS. **Informações dos municípios paulistas**. Disponível em: <http://www.seade.gov.br>. Acesso em: 01 jun. 2002a.

GLAESER, E. L.; KALLAL, H.D.; SHEINKMAN, J.A.; SHLEIFER, A. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v.100, n.6, p.1126-1152, 1992.

GOLDIN, C.; KATZ, L.F. Human capital and social capital: the rise of secondary schooling in America. **Journal of Interdisciplinary History**, v. 29, n. 4, p. 683-723, 1998.

HADDAD, P.R.; BONELLI, R. (Coord.). **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: PNUD/IPEA/FJP, 1998. (CD-ROM)

HIRIART, M.M.M.; SILVA, P.F. da; RUIVO, J.C.A.A.; BELATO, J.; SILVA, C.G. da. **Associações de produtores rurais do Estado de São Paulo**: informações básicas. São Paulo: ICA, 1999. 191p. (Série Estudos e Pesquisas, 1/99)

HOFFMANN, R. Componentes principais e análise fatorial. Piracicaba: ESALQ/USP, 1999. 40p. (Série didática, 90)

LUCAS, R.E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v.22, n.1, p.3-42, 1988.

MALHOTRA, N.K. **Pesquisa em marketing.** Porto Alegre: Bookman, 2001. cap.19, p.503-534: Análise fatorial.

MIRANOWSKI, J.A., MONCHUK, D., WOHLGEMUTH, D. Rural growth in U.S. heartland. In: AMERICAN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION, 2001, Chicago. **Papers**… Chicago, 2001.

PORTER, M. E. **Competitive Advantage of Nations**. New York: Free, 1990.

PUTNAM, R.D. **Making democracy work**: civic traditions in modern Italy. Princeton: Princeton University, 1993.

ROMER, P. Endogenous technical change. **Journal of Political Economy**, v.98, p.S71-S102, 1990.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v.94, p.1002-1037, 1986.

RUTTAN, V. Catching up and falling behind. In: _____. **Technology, growth, and development**: an induced innovation perspective. New York: Oxford University, cap.2, p 15-60, 2001.

SHARMA, S. **Applied multivariate techniques**. New York: John Wiley, 1996.