

Título do capítulo	CAPÍTULO 1 DEMANDA POR CAPITAL HUMANO QUALIFICADO NO BRASIL: OS EFEITOS DA ESTRUTURA ECONÔMICA E SOCIAL
Autores (as)	Joilson Dias Maria Helena Ambrosio Dias
DOI	
Título do livro	REDE DE PESQUISA FORMAÇÃO E MERCADO DE TRABALHO COLETÂNEA DE PESQUISAS: VOLUME VI, PRODUTIVIDADE E DESENVOLVIMENTO
Organizadores (as)	Marina Pereira Pires de Oliveira Paulo A. Meyer M. Nascimento Aguinaldo Nogueira Maciente Luiz Antonio Caruso Eduardo Miguel Schneider
Volume	6
Série	-
Cidade	Brasília
Editora	Ipea ABDI
Ano	2014
Edição	-
ISBN	978-85-7811-219-6
DOI	-

CAPÍTULO 1

DEMANDA POR CAPITAL HUMANO QUALIFICADO NO BRASIL: OS EFEITOS DA ESTRUTURA ECONÔMICA E SOCIAL *

JOILSON DIAS **

MARIA HELENA AMBROSIO DIAS ***

"The inadequacy of technology and capital formation may be due less to a shortage of information about techniques or of potential savings, than to shortages of "right" kinds of institutions – "right" implying those kinds of institutions which permit or stimulate, rather than impede the adoption of new techniques and the formation of productive capital. In other words, institutions – as well as capital and technology – are productive." Charles Wolf Jr. Institutions and Economic Development. American Economic Review, 45(5), 1955, p. 867-833.

* Os autores agradecem imensamente o apoio recebido do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), bem como os comentários dos pareceristas anônimos e de Eduardo Haddad, da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP). Lembramos que os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

** Trabalho desenvolvido em grande parte quando o autor estava na condição de pesquisador visitante na FEA-USP, o qual agradece o apoio recebido da entidade.

*** Trabalho desenvolvido em parte quando a autora estava como Pesquisadora Visitante na Università di Siena, em Siena, Itália. A autora agradece pelo apoio recebido da universidade.

1. INTRODUÇÃO	18
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA E O MODELO TEÓRICO	21
3. ESTIMATIVAS EMPÍRICAS	28
4. CONCLUSÃO	34
REFERÊNCIAS	35
APÊNDICE	38

1. INTRODUÇÃO

As estimativas do estoque de capital humano de Carpena e Oliveira (2002) para o Brasil foram a motivação deste estudo. A taxa de crescimento do estoque de capital humano estimada foi de 40% no período de 1981 a 1999, equivalente a um crescimento anual acelerado de 2,2%. Este crescimento se manteve no Brasil durante o período de 1999 a 2002, significando um aumento de aproximadamente 50% no estoque de capital desde 1981. Segundo os autores, a ocorrência de crescimento elevado no período deve-se à contribuição dos indivíduos com qualificação igual ou superior ao segundo grau – 11 anos ou mais de escolaridade. Identificar o quanto deste crescimento está associado a mudanças na estrutura econômica e social dos estados é o principal objetivo deste capítulo.

Além da importância da estrutura econômica dos estados, o modelo dinâmico a ser utilizado permite avaliar se as diferenças estruturais entre as economias dos estados impõem custos de ajustamento externos às suas empresas, conforme salientado em Hamermesh e Pfann (1996, p.1.268). Os autores reportam que estes custos são grandes e são equivalentes ao valor total dos salários pagos durante o ano nos Estados Unidos. Logo, nesse país o custo de ajustamento externo para as empresas na contratação de pessoas qualificadas são crescentes e associados ao seu nível educacional – quanto maior este nível, maior seria o custo de ajustamento para as empresas.

Apesar de assumirmos uma função genérica desses custos externos no modelo, os custos que certamente fazem parte da sua composição estariam associados à política nacional de mercado de trabalho formal. Entre estes custos temos o de admissão (despesas de equipe de seleção, exames admissionais, treinamento etc.) e demissão de pessoas (pagamentos de avisos prévios, multas rescisórias etc.). Estes custos seriam também diferenciados em cada estado.

Uma explicação plausível para que os custos externos sejam diferenciados em nível de estado está associado aos seguintes aspectos: i) o funcionamento do mercado formal e informal de trabalho; ii) a estrutura formal das instituições estaduais que são responsáveis pela aplicação das leis; iii) os investimentos dos estados em educação que são diferentes e não abrangem todas as qualificações; iv) a necessidade de contratação de pessoas em outros estados, o que implica custos de mobilidade destas pessoas para as empresas de cada estado; e v) a qualidade da educação dos estados, que impõe custos adicionais de treinamento às empresas.

Além desses, é provável que existam outros custos externos que estejam sendo capturados pela função genérica estimada. Note-se que os custos externos apontados acima não serão testados de maneira específica, mas somente a existência potencial dos mesmos. Desse modo, os testes estimam, em nível mais agregado, se existe persistência de custos associados às novas contratações de capital humano qualificado e menos qualificado.

De maneira geral, a literatura¹ aponta que o aumento da demanda por pessoas qualificadas tem apresentado uma taxa de substituição alta entre pessoas qualificadas e não qualificadas no setor industrial, devido a mudanças tecnológicas que ocorrem neste setor. Esta substituição por qualificação possui duas explicações principais. Em primeiro lugar, a substituição é causada por choques tecnológicos, especialmente àquele setor mais suscetível à abertura comercial. De fato, a redução nas tarifas devido à política de abertura comercial incentiva empresas a incorporarem novas tecnologias, ou inovarem

1 Ver os trabalhos de Fajnzylber e Fernandes (2004), Jacinto (2006), e Giovanetti e Menezes-Filho (2006).

diretamente, e, portanto, demandarem mais pessoas qualificadas para se tornarem competitivas. Em segundo, a demanda no setor industrial por pessoas qualificadas tem crescido mais do que por não qualificadas, devido ao choque de oferta de pessoas qualificadas. Este choque de oferta causa uma redução dos salários de pessoas qualificadas, tornando-as mais atrativas em termos salariais para as empresas do que as pessoas não qualificadas, ou seja, estaria havendo uma redução nos salários relativos.

Se esses resultados, em nível de indústria, repercutirem em nível macroeconômico, devemos observar uma crescente demanda por trabalhadores qualificados nos estados. A questão que emerge então é quanto desta demanda estadual está associada à estrutura econômica e social de cada estado e/ou ao custo de contratação de capital humano menos qualificado. Deste modo, este texto investiga quais os setores dos estados que estariam gerando demanda diferenciada por pessoas qualificadas no curto e no longo prazo. E, diferentemente da literatura, este estudo procura medir de forma indireta outros custos em nível agregado que possam tornar o capital humano qualificado mais atraente que o menos qualificado.

Para captar as mudanças estruturais setoriais nas estimativas das elasticidades, será considerado o peso relativo do setor na economia estadual no tempo e entre os estados. Assim, será utilizada a composição setorial de cada estado e suas respectivas participações no produto interno bruto (PIB) nacional. Isto permite avaliar simultaneamente os efeitos das diferenças entre os setores econômicos de cada estado e suas respectivas evoluções no tempo.

Além disso, a medida de salários também considera uma medida de salário relativa, ou seja, a razão do salário médio do capital humano em nível de estado dividido pelo salário em nível nacional. Assim, as variações salariais somente afetariam as demandas de forma estrutural nos estados se ocorressem em níveis superiores ou inferiores ao nacional e impactassem na demanda proporcionalmente acima da média.

O uso de participações setoriais relativas do PIB juntamente com a dos salários relativos, ambos em nível nacional, equivalem a avaliar o quanto da demanda por capital humano qualificado está associado às alterações dinâmicas estruturais na economia dos estados.

Adicionalmente às mudanças estruturais econômicas, este estudo considera o capital social como uma explicação da demanda por capital humano qualificado, conforme Hamermesh e Pfann (1996, p. 1.282). De acordo com os autores, o processo lento do ajustamento na contratação de pessoas em nível de empresas, portanto, a presença de custos altos, estaria associado a choques de demanda que os estudos falharam em observar. A principal inovação deste texto está em verificar o quanto desses choques não observados na literatura está vinculado ao tamanho da classe social, uma medida indireta do capital social.²

Neste trabalho, as variações no tamanho da classe social implicam em variações de demanda: por serviços técnicos (eletricistas, mecânicos etc.), ou seja, profissionais com segundo grau; por profissionais liberais (dentistas, médicos, contadores, economistas etc.), pessoas com terceiro grau; e por educação, profissionais com mestrado e doutorado. Por conseguinte, representariam um choque externo que implica ajustes na demanda por pessoas qualificadas por parte das

2 Para mais detalhes da relação entre classe média e capital social, consultar Easterly (2001) e Durlauf (2002).

empresas dos estados. O propósito de considerar a classe média de cada estado como fonte de demanda nas estimativas é avaliar seus efeitos sobre a demanda por capital humano qualificado nos estados.

A inovação deste estudo em relação à literatura revisada,³ que considera estimativas dinâmicas com custo de ajustamento, está associada a podermos comparar as estimativas de custo de ajustamento entre capital humano qualificado e menos qualificado, considerando as mudanças estruturais econômicas e sociais já descritas. As estimativas realizadas na literatura para a economia brasileira consideram as mudanças do custo de ajustamento no tempo, em função de mudanças estruturais entre as décadas de 1980 e 1990 e/ou da alteração na política econômica trabalhista imposta pela constituição de 1988. Assim, ao alterar o foco para a mudança relativa no custo de ajustamento entre capitais humanos, este trabalho permite aprendermos sobre os custos de contratação e substituição entre capitais humanos e, portanto, se diferencia e complementa os estudos existentes na literatura.

Do ponto de vista estritamente empírico, este estudo se preocupa com alguns problemas específicos de análises empíricas, tais como: i) regressão espúria, que significa regredir séries estáveis em séries não estáveis; ii) variáveis omitidas ou fatores não observados; e iii) efeitos fixos. As estimativas utilizam o método generalizado dos momentos para estimar um sistema de equações (GMM-Sys), aplicado para dados de painel dos estados. Desta forma, será estimado um sistema de equações com o objetivo de corrigir tais problemas. O uso desta técnica segue a orientação de Hamermesh e Pfann (1996, p. 1.280), pois permite capturar a heterogeneidade dos estados brasileiros e os fatores omitidos, mas requer que as condições de estacionariedade e de causalidade reversa sejam consideradas *a priori*. Logo, testes de estacionariedade e exogeneidade são empregados para detectar esses problemas potenciais, em especial a relação entre salários e emprego no tempo. A simultaneidade dos mesmos implica em não existência de exogeneidade contemporânea, por exemplo.

O benefício da técnica empregada é que, mesmo sob a condição de omissão de algum elemento importante, em especial o estoque de capital físico dos estados, os coeficientes obtidos nas estimativas continuam válidos. Por último, a vantagem das estimativas dinâmicas é a obtenção de elasticidades de curto e longo prazo da demanda, caso a presença de custos de ajustamentos seja significativa.

Além desta introdução, este trabalho está dividido da seguinte forma: seção 2, que apresenta parte da revisão bibliográfica e o modelo teórico simples; seção 3, que contém uma descrição das técnicas econométricas, juntamente com a análise dos dados; seção 4, que analisa os resultados das estimativas econométricas preliminares; e seção 5, que expõe algumas extensões que podem ser realizadas a partir desta pesquisa.

3 Ver seção de revisão da literatura.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA E O MODELO TEÓRICO

2.1 Revisão bibliográfica

A revisão bibliográfica está dividida em três partes. Na primeira, se encontra a justificativa para o uso de uma medida da estrutura social da economia, combinando duas teorias. Na seção 2.1.2, o objetivo é revisar os principais trabalhos nacionais sobre as estimativas do papel da estrutura econômica através das elasticidades do produto e salários. A seção 2.1.3 apresenta os modelos em que os custos de ajustamentos são os aspectos relevantes considerados. Estas seções procuram justificar as especificações do modelo teórico da seção 2.2 e empírico da seção 3.0.

2.1.1. Estrutura social

Em geral, as estimativas de modelos teóricos não preveem os efeitos da estrutura social sobre a demanda por capital humano qualificado.⁴ Conforme Durlauf (2002), a estrutura social é denominada de capital social, ou seja, além do capital físico e humano na estrutura de produção, existe o efeito do capital social. Em concordância com o autor, a dificuldade está justamente em medir este capital social. Por exemplo, o trabalho de Akçomak e Well (2008) realiza uma excelente revisão da literatura sobre capital social, propondo como medida deste os investimentos ocorridos na Europa a partir de 1600, para construir universidades, combater o analfabetismo e fazer as necessárias alterações nas instituições políticas. Em síntese, os autores propõem como medida de capital social investimentos associados à melhoria do sistema educacional e político. No entanto, os investimentos em educação são considerados como investimentos públicos ou como políticas econômicas de investimento em capital humano, não necessariamente uma medida de capital social. O capital social seria, em nossa opinião, o fator que causou a realização destes investimentos, bem como as mudanças políticas.

Assim, propomos medir o efeito do capital social sobre a demanda por capital humano qualificado combinando duas teorias. Em nossa interpretação, uma forma de capital social está presente em Lucas (1988). Nesse trabalho, Lucas introduziu o conhecimento médio da sociedade na função de produção, visando gerar retornos crescentes de escala. O conhecimento médio da sociedade nada mais é do que seu capital social, pelo qual ninguém paga, ou seja, o acesso a este capital social é gratuito para todos. Mais recentemente, outra forma de especificar o capital social utilizou a teoria do eleitor mediano.⁵ Isto porque, de acordo com esta teoria, o desenvolvimento econômico e social é influenciado pelo grupo ao qual pertence o eleitor mediano da economia. A representação deste eleitor mediano está presente nas estimativas de Easterly (2001). O autor considerou o tamanho da classe média como um fator de medida do capital social da economia. O resultado positivo e significativo foi denominado de "classe média consenso".⁶ Como o tamanho da classe média está amplamente associado à quantidade de pessoas com conhecimento médio, o uso da proporção de pessoas que pertencem à classe média como capital social possui a vantagem de associar as teorias de Lucas (1988) e a do eleitor mediano, aplicado em Easterly (2001).

4 Ver detalhes em Temple e Johnson (1998).

5 Ver Dias (2005) para uma revisão de literatura e aplicação de um modelo de determinação da acumulação de capital humano sob as condições de educação pública e privada.

6 Consultar Dias e Dias (2007) para a utilização deste conceito para os estados brasileiros na explicação do crescimento da produtividade.

2.1.2. Estrutura econômica

A demanda por capital humano de longo prazo recebe ênfase no trabalho de Dias e McDermott (2006). Os autores inovam ao desenvolver um modelo teórico em que destacam o papel do empreendedor. É o empreendedor quem cria o mercado futuro para o capital humano e, assim, exerce um papel crucial no estímulo à acumulação de capital humano no longo prazo. As políticas de redução de impostos levam inexoravelmente à ampliação do mercado para capital humano qualificado, ao fomentarem o aumento do número de empreendedores (empresas) na economia. Dessa forma, a especificação da estrutura econômica como fonte de demanda, considerada neste capítulo, capta esse importante efeito do empreendedor na demanda de longo prazo por capital humano qualificado.

Em geral, os estudos visam obter as elasticidades da demanda por trabalhador, em alguns casos, com ênfase para a substituição entre trabalhadores qualificados e não qualificados. Webster (2000; 2003) e Fajnzylber e Maloney (2005) revisam os estudos da literatura internacional no assunto, e portanto fica aqui a recomendação da leitura destes autores. Nesta seção vamos nos concentrar nos estudos da literatura nacional, que estão divididos em dois grupos.

No primeiro grupo, encontram-se estudos que buscam estimativas para o papel da estrutura econômica com microdados. Destacam-se neste grupo os trabalhos de Green, Dickeson e Arbache (2001), Menezes-Filho e Rodrigues (2003), Fajnzylber e Fernandes (2004), Jacinto (2006) e Giovanetti e Menezes-Filho (2006). O principal foco dos estudos está no setor industrial. Os elementos principais de estudo nos trabalhos estão relacionados ao efeito da liberalização do comércio internacional, à dinâmica da tecnologia e a aspectos regionais. As melhores estimativas para o efeito da tecnologia estão em modelos com análise de microdados. Estes estudos confirmaram o aumento da demanda por pessoas qualificadas no setor industrial devido a mudanças tecnológicas. A liberalização comercial pode ser interpretada como um dos fatores indutores das mudanças tecnológicas, ao estimularem investimentos em máquinas e equipamentos com nível tecnológico mais elevado. Neste caso, as mudanças tecnológicas estariam aumentando a razão de pessoas qualificadas *versus* não qualificadas no setor industrial, devido à necessidade de pessoas mais qualificadas para a operação dos equipamentos importados.

Não obstante sua importância, os modelos estimados a partir de microdados não são adequados para considerar externalidades, como os efeitos sociais previstos neste capítulo. Neste caso, estimativas agregadas são mais adequadas. Portanto, estes estudos são enfatizados a seguir.

No segundo grupo se encontram os estudos realizados a partir de dados agregados, com o objetivo de estimar as elasticidades que permitem avaliar os efeitos das mudanças na estrutura agregada sobre demandas de curto e longo prazo por trabalhador. Chahad, Diaz e Pazzelo (2002) estimaram elasticidades de longo prazo do produto-emprego e do salário para os dados do setor industrial. Os resultados indicaram que as elasticidades eram instáveis. Sendo que, para o período de 1985 a 2001, a elasticidade de longo prazo do produto-emprego industrial média foi de 0,64 e a do salário foi -0,60.

Considerando exclusivamente a obtenção das elasticidades, o trabalho de Sakamoto (2003) utilizou uma técnica econométrica que considera correção para quebra estrutural. De acordo com os resultados, a elasticidade do produto-emprego de longo prazo estaria entre 0,42 e 0,62 e dos salários entre -0,30 e -0,35. Segundo Sakamoto (2003), há evidências de que houve quebra estrutural e que as elasticidades estariam em declínio a partir de 1990.

Ainda usando um modelo estático, Giovanetti e Menezes-Filho (2006) foram os primeiros a mudar o foco de análise. Os autores buscaram uma explicação para o aumento da demanda por trabalhadores qualificados. Estes apontaram a existência de uma substituição entre trabalhadores qualificados e não qualificados no setor industrial. Estas substituições seriam advindas de um choque tecnológico causado pela abertura comercial. Em consonância, as tarifas beneficiaram a melhoria tecnológica nas empresas, que passaram a contratar proporcionalmente mais trabalhadores qualificados. Este resultado foi confirmado com a obtenção de elasticidade de substituição entre as pessoas qualificadas e não-qualificadas superior a 1, portanto elástica. Os dados utilizados foram obtidos da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (Rais/MTE) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA).

Jacinto e Ribeiro (2008) estenderam o trabalho de Giovanetti e Menezes-Filho (2006) e confirmaram a evolução do emprego de pessoas qualificadas *vis-à-vis* as não qualificadas no setor industrial brasileiro, utilizando uma combinação de base de dados mais ampla, denominada de Diset/Ipea. A explicação foi que o progresso técnico generalizado em curso apresentou viés em favor dos trabalhadores qualificados. Ou seja, mantida a tendência de oferta de pessoas qualificadas e a redução nos salários relativos dos qualificados *versus* não qualificados, estaria em curso um aumento da demanda por pessoas qualificadas superior às menos qualificadas. Neste caso, os autores encontraram como incentivo econômico a queda no diferencial de salários reais como atrativo para o aumento contínuo da demanda por pessoas qualificadas. Estes aumentos também estariam sendo motivados por sucessivas inovações tecnológicas ocorrendo no setor industrial e não devido a um choque na inovação tecnológica ocorrida em um ponto no tempo. Como resultado, a elasticidade emprego-salário de longo prazo para trabalhadores de baixa qualificação obtida foi de -0,21; de média qualificação, -0,47; e de alta qualificação, -0,18. As elasticidades de substituição entre os grupos foram significativas, mas inelásticas: i) entre baixa e média qualificação, entre 0,21 e 0,36; ii) entre média e alta qualificação, 0,25.

Em nível de estado, o estudo efetuado por Reis (2006) inova ao identificar choques de demanda como possíveis causas para as alterações nas elasticidades. O autor examinou as mudanças na demanda por trabalho entre 1990 e 1999, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Como resultado, encontrou uma explicação estrutural para as mudanças nas elasticidades ao comparar a demanda por trabalho qualificado *versus* o não qualificado. Segundo o autor, choques relativos de demanda levaram a aumentos na demanda de trabalhadores qualificados *vis-à-vis* os não qualificados. O estudo realizado para os estados encontrou que a elasticidade da curva salarial dos qualificados seria de -0,013 e a dos não qualificados de -0,051. A elasticidade de substituição entre os dois grupos seria de 1,32, portanto elástica em nível de estado.

Estimativas mais agregadas, em nível nacional, das elasticidades do produto e do emprego agregado foram realizadas por Prado (2006), segundo o qual a elasticidade do emprego com relação ao produto vem aumentando desde 1990. Usando os dados da PNAD, entre 1994 e 1998, a elasticidade foi 0,32; entre 1999 e 2005, passou para 0,71.

Menezes-Filho e Scorzafave (2007) também observaram mudanças nas elasticidades do emprego e salários para a economia brasileira. A elasticidade de curto prazo do emprego com relação ao produto foi 0,19, enquanto em relação ao salário foi -0,065 no período 1985-1998; no período 1999-2004, mudaram para 0,15 e -0,42, respectivamente. A elasticidade de longo prazo do emprego com relação ao produto foi 1,45 no período 1985-1998, tendo se alterado para 2,44 no período 1999-2004. No entanto, estes estudos tiveram como objetivo as simulações de demanda de longo prazo e não ofereceram uma explicação destas alterações.

2.1.3 Custos de ajustamentos

O estudo da dinâmica da demanda por trabalhadores foi iniciado com o modelo teórico desenvolvido por Sargent (1978) para obter estimativas agregadas. Sargent especificou um custo de ajustamento quadrático crescente com o aumento da demanda por trabalhadores. Este comportamento do custo mais do que justificaria as empresas a aumentarem as contratações de horas-extras em detrimento de novas vagas, devido ao maior custo associado à última. No modelo teórico, o autor demonstrou que o coeficiente de ajustamento da quantidade de trabalhadores defasado na equação estimada é função crescente dos custos associados às contratações pelas empresas da economia, quer seja decorrente de horas-extras ou da ampliação do número de empregados. Em consonância com a teoria, o coeficiente de ajustamento do emprego varia entre 0 e 1. Um coeficiente próximo de 0 implicaria a inexistência de custos de ajustamento, enquanto que próximo de 1 implicaria custos consideráveis. Em outras palavras, um coeficiente próximo de 1 implica que a demanda por trabalhador sofre influência muito pequena das demais variáveis da economia –por exemplo, de alterações salariais e na produção –, uma vez que os custos associados às contratações seriam elevados. Os dados utilizados produziram um coeficiente para os trimestres, compreendido no período de 1949-1972, de 0,76 para contratação adicional de horas-extras e 0,95 para contratações de novos empregados. Assim, o custo de contratação de novos trabalhadores seria muito mais elevado que a simples adoção de horas-extras, o que explicaria a opção pela última. Vale a pena ainda ressaltar que a principal contribuição do autor foi trazer para o debate teórico a relação micro-macro dos custos de contratações e de se poder aferi-la de forma indireta.

Os modelos teóricos desenvolvidos em Hamermesh (1989) tiveram o objetivo de encontrar uma função que fosse adequada para os níveis micro e macro e, portanto, permitisse o aprendizado do efeito das políticas macroeconômicas em nível micro. O autor especificou duas formas básicas para a função de custos de ajustamentos para as estimativas em nível micro. A primeira considerou os custos de ajustamentos variáveis e quadráticos que capturassem os custos externos. Na segunda, os custos de ajustamentos seriam fixos, logo, os ajustamentos na contratação de novos trabalhadores seriam dependentes de fatores como salários e de substituições. Os testes das especificações teóricas tiveram dois resultados. Em nível de empresas individuais, os custos fixos foram os mais adequados. No entanto, quando consideradas agregações de plantas ou o setor de pequenas empresas industriais, os custos variáveis produziram melhores resultados. Em outras palavras, os modelos não podiam ser distinguidos. A maior implicação deste resultado é que não se conseguiria obter o efeito micro de políticas elaboradas em nível macro e, assim, aprender sobre as implicações das mesmas.

A relação entre o nível micro e o macroeconômico foi retomada no artigo de Hamermesh e Pfann (1996), com uma extensa revisão de literatura, visando à compreensão dos modelos estimados em nível micro e macro. Na visão dos autores, haveria custos diretos e indiretos de políticas sendo capturados no coeficiente em nível micro, como: *i)* aviso prévio mandatório; *ii)* variâncias na forma de financiar o desemprego; *iii)* diferenças nos subsídios para novos investimentos em capital. Sendo que os custos externos em nível agregado que apareceriam no coeficiente estariam associados a: *i)* impostos sobre os salários dos trabalhadores; *ii)* custos de contratação de trabalhadores altamente qualificados; e *iii)* outros custos, como, por exemplo, de treinamento e qualificação.

As análises dos resultados encontrados na literatura pelos autores indicaram também que, em nível macro, os custos de ajustamento são muito baixos, e em nível micro, os custos de ajustamento são altos. Segundo os autores, a técnica

econométrica de dados de painel permitiria captar variações entre as empresas e ao longo do tempo, propiciando testar os diferenciais de custos em nível macro e micro de forma mais eficiente.

Hall (2004) seguiu as sugestões dos autores e estimou dados de painel compreendendo empresas de dezoito setores da economia dos Estados Unidos para os anos entre 1949 e 2000. As estimativas com variáveis instrumentais indicaram custos de ajustamento do emprego nos setores muito pequenos. Dessa forma, sob esta técnica, os custos de novas contratações em nível setorial não seriam representativos nos Estados Unidos.

O trabalho mais recente que testa a possível discrepância entre os níveis micro e macro foi realizado por Varejão e Portugal (2007). Os autores utilizaram os modelos com custos de ajustamento fixos e variáveis, conforme proposto em Hamermesh (1989). Estes modelos foram estimados considerando dados de painel trimestrais de 1.395 empresas portuguesas no período 1991-1995. Os autores confirmaram a hipótese de que os custos de ajustamento são fixos em nível de empresa, mas se forem agregados em setores, os custos de ajustamento passam a ser variáveis e compatíveis com a especificação quadrática encontrada em nível mais agregado de setores. As estimativas utilizaram o sistema de equações simultâneas GMM-Sys. O resultado principal foi que os custos de novas contratações são elevados em nível micro e também quando agregados em dois dígitos e setorial, portanto, em nível macro em Portugal.

Considerando custos de ajustamento quadráticos e de ajustamento parcial, o estudo pioneiro para o Brasil foi realizado por Gonzaga e Corseuil (2001). Os autores estimaram versões do modelo dinâmico proposto por Hamermesh (1989). Além dos custos de ajustamento, foram consideradas como variáveis explicativas adicionais o produto e o salário real médio. Os modelos de ajustamento com custos quadráticos e de ajustamento parcial foram testados para o período 1985-1999, usando dados da Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais (PIM-DG),⁷ portanto em nível micro. O principal resultado encontrado foi que existe um alto custo de ajustamento – entre 0,65 e 0,97 – na indústria brasileira. Os resultados dos autores produziram elasticidades de curto prazo do emprego com relação ao produto entre 0,025 e 0,027 e do salário, entre 0 e -0,026. Usando o custo de ajustamento, a elasticidade-produto de longo prazo do emprego foi estimada em 0,536 e a elasticidade-salário do emprego para o longo prazo de -0,375, sendo portanto inelásticas. Em síntese, as políticas macroeconômicas relacionadas ao mercado de trabalho produzem alto custo de contratação no setor industrial brasileiro. Ressalte-se que uma das conclusões dos autores é com relação à limitação imposta pelas técnicas econométricas de séries temporais nas estimativas de longo prazo.

O modelo dinâmico com custos de ajustamento foi também considerado por Barros e Corseuil (2004) para investigar o impacto dos custos das regulações impostas ao mercado de trabalho pela Constituição de 1988. O modelo dinâmico desenvolvido pelos autores incorpora na decisão os preços dos demais insumos e fatores que determinam o nível de tecnologia, portanto, choques de preços relativos. Os dados de painel de 5 mil empresas industriais no período 1995-2004 foram utilizados para testar a hipótese pretendida. Os testes econométricos dos autores foram extensivos e demonstraram que o coeficiente que representa os custos de ajustamentos sempre esteve em torno de 0,5 ao longo do tempo; ou seja, os custos associados à Constituição de 1988 não geraram qualquer impacto adicional na dinâmica de emprego na indústria brasileira. As elasticidades de longo prazo do emprego com relação aos salários ficaram entre -0,2 e -0,4. Assim, os custos

⁷ Para mais informações da PIM-DG, ver <www.ibge.gov.br>.

de ajustamentos em relação à dinâmica do emprego não sofreram alterações devido aos custos adicionais impostos pelas novas leis trabalhistas presentes na nova constituição. Hamermesh (2004) fez uma revisão extensa das estimativas de modelos dinâmicos com ajustamento de custos realizados nos países da América Latina. Os resultados foram de que estes estudos produziram estimativas dos custos de ajustamento similares ao encontrado na literatura em geral sobre o assunto. No entanto, o autor destaca a necessidade de se aprender mais sobre os determinantes do nível de emprego ótimo e da interação com os demais insumos produtivos.

Mais recentemente, Dias (2012), com base no modelo de Sargent (1978), avaliou o comportamento da demanda dos setores tradicionais (comércio, indústria e serviços) e os setores de alta tecnologia (indústria e serviços). O fator principal de escolha entre o capital humano qualificado (11 anos ou mais de estudos) e menos qualificado (menos de 11 anos) está associado ao custo de ajustamento, o qual é superior para o capital humano menos qualificado nos setores tradicionais. No entanto, no setor de serviços de alta tecnologia, o custo de ajustamento do capital humano qualificado é superior. No setor industrial de alta tecnologia, o capital humano menos qualificado é que possui maior custo de ajustamento. Esse resultado indica a necessidade de aumento da oferta de capital humano com até segundo grau para os setores tradicionais e com educação superior para o setor de serviços de alta tecnologia.

2.2 Modelo teórico

A literatura sobre custos de ajustamentos ganhou notoriedade com o trabalho de Sargent (1978). O autor construiu um modelo em que a decisão da empresa está entre contratar pessoas de forma definitiva ou simplesmente contratar horas extras. A solução deste modelo demonstrou que o coeficiente λ de ajustamento do modelo depende inversamente dos custos de contratações. Assim, em trabalhos posteriores, como os de Hamermesh (1989) e Hamermesh e Pfann (1996), a estimativa do coeficiente de ajustamento passou a representar de forma indireta os custos associados ao mercado de trabalho.

Desse modo, neste capítulo vamos usar a ideia presente no modelo de Sargent (1978), mas usando uma especificação *ad hoc*, como fizeram Fajnzylber e Maloney (2005) nas estimativas para a América Latina. O modelo econométrico proposto é o seguinte:

$$lh_{1qt} = a_0^* + \lambda lh_{1qt-1} + a_{11}^* lyc_{qt} + a_{12}^* lys_{qt} + a_{13}^* lyi_{qt} + a_{14}^* dw_{qt} + a_{15}^* pcm_{qt} + a_{16}^* lh_{2qt}^p + \zeta_t \quad (1)$$

$$lh_{2qt} = a_0^* + \mu lh_{2qt-1} + a_{21}^* lyc_{qt} + a_{22}^* lys_{qt} + a_{23}^* lyi_{qt} + a_{24}^* dw_{qt} + a_{25}^* pcm_{qt} + a_{26}^* lh_{2qt}^p + \zeta_t \quad (2)$$

No modelo, l precedendo as variáveis indica o logaritmo das mesmas; h_{1qt} é o capital humano qualificado e h_{2qt} é o capital humano menos qualificado; yc_{qt} , ys_{qt} e yi_{qt} representam a participação dos setores de comércio, serviços e indústria no produto interno bruto (PIB) dos estados, respectivamente; dw_{qt} é a razão de salário entre os capitais humanos; pcm_{qt} é a participação da classe média na economia dos estados; e x_t são os erros idiossincráticos. As elasticidades de demanda de longo prazo por capital humano com relação ao produto dos setores, ao salário e à estrutura social são $\omega_i = a_{ji}^* / (1 - \lambda)$. As elasticidades de curto prazo são os próprios coeficientes das variáveis.

A interpretação econômica das equações (1) e (2) é simples. Se o coeficiente do emprego defasado (elasticidade intertemporal de curto prazo, λ e μ) for próximo de 0, significa que o nível do emprego atual do capital humano qualificado depende exclusivamente das variações no nível do produto e dos salários e, portanto, da estrutura econômica e social. Variações no produto e nos salários implicariam aumentos e/ou reduções imediatas do emprego no período atual, ou seja, não haveria custos de ajustamentos. No entanto, se λ e μ estiverem próximos de 1, há uma persistência no nível do emprego com menor dependência da estrutura econômica e social dos estados, e o efeito predominante seriam os custos de contratações. Se ocorrer $\lambda=1$, significa que o nível de emprego no estado depende exclusivamente do emprego do período anterior e os choques são exclusivamente aleatórios, o que, portanto, indica a presença de um alto custo de ajustamento na economia dos estados brasileiros.

3. ESTIMATIVAS EMPÍRICAS

3.1 Análise dos dados

Os dados necessários para a realização deste trabalho são extraídos das PNADs correspondentes ao período de 1998 a 2003. Assim, a partir dos dados da PNAD foram construídas as seguintes variáveis: 1) h_{1qt} percentagem dos empregados com 11 anos ou mais de escolaridade, incluindo os mestres e doutores; 2) h_{2qt} percentagem de pessoas com menos de 11 anos de escolaridade; 3) h^p_{2qt} percentagem de pessoas com somente o primário completo; 4) h^s_{2qt} percentagem de pessoas com o secundário completo; 5) dw_{qt} salário médio anual dos empregados com 11 anos ou mais de escolaridade em cada estado, dividido pelo salário médio dos demais; 6) $txdes_{qt}$ taxa de desemprego do estado; e 7) pcm_{qt} participação percentual da classe média (5º decil da distribuição) na renda total de cada estado.

Os dados disponíveis no Ipeadata⁸ para os estados formaram as demais variáveis: 8) ys_{qt} – proporção do setor de serviços no PIB do estado; 9) yc_{qt} – proporção do setor de comércio no PIB do estado; e 10) yi_{qt} – proporção do setor industrial no PIB do estado.

Esses dados formam um painel para os estados brasileiros no período de 1998 a 2003, compondo 26 estados (N=26) durante sete anos (T=7). O Distrito Federal foi desconsiderado das estimativas devido à alta concentração de pessoas qualificadas no setor público. Para deixar mais claro o efeito que o Distrito Federal causa nos dados, a tabela a seguir considera esta Unidade da Federação.

TABELA 1

Estatística dos dados com os 26 estados brasileiros mais o Distrito Federal

Variável	Média (%)	Desvio-padrão (%)	Mínimo (%)	Máximo (%)
h_{1qt}	0,366	0,040	0,307	0,478
h_{2qt}	0,507	0,056	0,310	0,810
h^p_{1qt}	0,334	0,060	0,140	0,750
h^s_{2qt}	0,173	0,047	0,060	0,41
dw_{qt}	1,244	0,455	0,571	2,777
ys_{qt}	0,534	0,139	0,318	0,661
yc_{qt}	0,075	0,031	0,030	0,203
yi_{qt}	0,299	0,029	0,178	0,387
pcm_{qt}	0,037	0,014	0,016	0,069

Fonte: PNAD; Ipeadata (<www.ipeadata.gov.br>).

Como exemplo, duas variáveis da tabela 1 serão explicadas, enquanto as demais seguem o mesmo critério. De acordo com a tabela 1, a média dos trabalhadores com escolaridade de 11 anos e acima (h_{1qt}) é de 36,66% nos estados para o período, sendo a mínima de 30,7% e a máxima de 47,8%. Esta máxima foi determinada pelo Distrito Federal, onde existe forte

8 <www.ipeadata.gov.br>.

concentração de funcionários públicos com nível superior de escolaridade. O salário médio do capital humano qualificado dos estados como proporção da média nacional (dw_{qt}) foi de 124,4% no período. A oscilação esteve entre 57,1% e 277,7%, novamente com o Distrito Federal se destacando no nível superior. Portanto, a forte influência do Distrito Federal nas estatísticas determinou sua omissão.

3.2 Estimativas dinâmicas

Nesta seção, vamos apresentar somente os resultados das estimativas dinâmicas do modelo, sendo que os testes de especificação do modelo e de exogeneidade das variáveis se encontram no apêndice A deste trabalho. Os testes de especificações e de exogeneidade realizados indicam que as estimativas que consideram a condição de exogeneidade fraca ou contemporânea, caso das estimativas dinâmicas a serem realizadas, podem confirmar a importância das variáveis preconizadas para a demanda dinâmica do capital humano qualificado.

A técnica para estimativas dinâmicas da equação (17), que permite considerar os problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, foi desenvolvida por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), sendo baseadas em trabalhos preliminares de Arellano e Bond (1991). Esta técnica, denominada de GMM-Sys, consiste em estimar o seguinte conjunto de equações:

$$h_{qt} = h_{qt-1}\alpha + x_{qt}\beta + h_q + u_{qt}. \quad (18)$$

$$h_{qt} - h_{qt-1} = (h_{qt-1} - h_{qt-2})\alpha + (x_{qt} - x_{qt-1})\beta + (u_{qt} - u_{qt-1}), \text{ em que} \quad (19)$$

$$E[h_{qt-s}(u_{qt} - u_{qt-1})] = 0 \text{ para } s \geq 2; t = 3, \dots, T, \quad (20)$$

$$E[x_{qt-s}(u_{qt} - u_{qt-1})] = 0 \text{ para } s \geq 2; t = 3, \dots, T, \quad (21)$$

$$E[(h_{qt-s} - h_{qt-s-1})(h_q + u_{qt})] = 0 \text{ para } s = 1, \quad (22)$$

$$E[(x_{qt-s} - x_{qt-s-1})(h_q + u_{qt})] = 0 \text{ para } s = 1. \quad (23)$$

As estimativas do sistema de equações formado pelas equações (18) e (19) utilizam como instrumento para a equação (18) as variáveis defasadas em diferenças; e, para a equação (19), as variáveis defasadas em nível. As estimativas deste sistema, para serem válidas, devem obedecer às condições de que os instrumentos atendam as restrições impostas pelas equações (20) a (23). A forma de verificar esta condição é através do teste de Sargan (1988).

As restrições adicionais estabelecem, na verdade, a condição mínima para existência de efeitos fixos remanescentes. Estes podem existir e estar correlacionados com as variáveis dependentes e as independentes, exceto para o período inicial, ou seja, requer que as variáveis não sejam dependentes da condição inicial. Para que esta condição seja satisfeita, os erros não podem apresentar autocorrelação de segunda ordem, AR(2). No entanto, as estimativas são eficientes mesmo sob a condição de autorregressividade de primeira ordem, AR(1). Em suma, a técnica GMM-Sys permite que se obtenham estimadores eficientes para o modelo que se pretende, mesmo sob condições de efeitos fixos, e considerando ainda os aspectos de heterocedasticidade e autocorrelação de primeira ordem.

O teste de exogeneidade proposto por Wooldridge (2002) se encontra na tabela A.2 do apêndice. Nesta tabela, observamos que as variáveis a serem usadas nas estimativas não sofrem de causalidade reversa, ou seja, demonstram possuir exogeneidade contemporânea em relação à dependente. Isto quer dizer que estimativas usando o modelo pela técnica proposta são adequadas.

No apêndice também estão apresentadas as tabelas com as estimativas adicionais visando obter o máximo de robustez dos resultados. Selecionamos dois resultados com especificações distintas para apresentar, mas que satisfazem todos os testes anteriores. Nas colunas (1) e (2) da tabela 2, as estimativas consideram as variáveis como sendo exógenas, enquanto nas colunas (3) e (4) estas variáveis são instrumentalizadas pelas diferenças e níveis defasados.

Na tabela 2, as colunas (1) e (3) consideram capital humano qualificado como sendo a proporção de pessoas com escolaridade igual a 11 anos ou mais (lh_{1qt}). Nas colunas (2) e (4), o capital humano menos qualificado é a proporção de pessoas com 11 anos ou menos de escolaridade (lh_{1mqt}).

TABELA 2

Modelo GMM-Sysdinâmico

	lh_{1qt}		lh_{1mqt}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lh_{1it-1}	0.281 [1.59]	0.498*** [3.25]	0.648*** [3.01]	0.829*** [6.17]
dw_{qt}	-0.0525 [-0.50]	-0.199* [-1.75]	-0.0781 [-0.39]	-0.172 [-0.94]
ys_{qt}	0.945 [1.23]	0.780 [1.02]	1.855* [1.67]	1.691* [1.66]
yc_{qt}	-1.585 [-1.12]	-1.580 [-1.03]	0.328 [0.17]	-0.0699 [-0.04]
yi_{qt}	0.250 [0.51]	0.318 [0.64]	1.754 [1.36]	1.463 [1.23]
pcm_{qt}	7.183** [2.39]	8.440** [2.34]	6.721* [1.78]	7.996** [2.14]
lh_{2qt-1}	0.663*** [4.24]		0.392* [1.88]	
lh^p_{2qt}		0.390*** [3.65]		0.190* [1.83]
Constante	-0.191 [-0.22]	1.025 [0.82]	-2.324 [-1.23]	-1.620 [-0.91]
Observações	208	208	208	208
AR(1)	0.085	0.019	0.0189	0.0266
AR(2)	0.283	0.920	0.985	0.692
Teste de Sargan	0.999	0.998	0.431	0.403
Dummies– anos	Sim	Sim	Sim	Sim

T estatística entre colchetes.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Obs.: Para o teste de Sargan (qualidade dos instrumentos), ver Rodman (2009).

As elasticidades cruzadas de substituição foram estimadas em relação às pessoas com somente o ensino fundamental completo (lh^p_{2qt}). Os resultados considerando capital humano menos qualificado como sendo os indivíduos com escolaridade superior a 8 e igual a 11 anos (lh^s_{2qt}) foram omitidos, pois produzem coeficientes idênticos aos da coluna (1) e (3).

Os custos de ajustamento das colunas (2) e (4), sendo que a primeira se refere ao capital humano qualificado, $\lambda_1=0,498$, e a segunda, $\mu_1=0,829$, ao capital humano menos qualificado, demonstram que o custo de contratação do capital humano

menos qualificado é superior. Esta pode ser a explicação provável da crescente demanda por capital humano qualificado *vis-à-vis* os menos qualificados.

As elasticidades de curto prazo associadas aos salários relativos (dw_{qt}) e setores da economia (ys_{qt}), (yc_{qt}) e (yi_{qt}) não demonstraram serem significativas para o capital humano qualificado. No entanto, a demanda por capital humano menos qualificado (colunas 3 e 4) parece ser influenciada pelo crescimento relativo do setor de serviços. As elasticidades de curto prazo seriam de 1,8 (coluna 3 da tabela) e 1,7 (coluna 4 da tabela), portanto elásticas. As elasticidades de longo prazo estariam entre 2,84 e 9,99. Isto demonstra a importância da demanda de longo prazo do setor de serviços para a mão de obra com escolaridade até 11 anos.

A elasticidade-salário obtida foi compatível com as estimadas em Gonzaga e Corseuil (2001), que encontraram elasticidade de curto prazo entre 0 e -0,026 e em Menezes-Filho e Scorzafave (2007), que obtiveram elasticidade-salário de curto prazo de -0,065.

A elasticidade de curto prazo da classe social demonstrou ser significativa em todas as especificações. Os valores entre 6,7 e 8,4 implica que o aumento da participação da classe média em 1% resulta em aumentos de até 8,4% no curto prazo na demanda por capitais humanos. Assumindo as colunas (2) e (4) como resultados oficiais, a elasticidade de longo prazo seria $[8,44/(1-0,498)]=16,8$ para o capital humano qualificado e $[7,99/(1-0,829)]=46,7$ para o capital humano menos qualificado. Estes resultados confirmam a importância da classe social na demanda futura dos capitais humanos. Certamente esta demanda está associada a produtos e serviços que requerem combinações de capitais humanos qualificados e menos qualificados. No entanto, os valores elevados sinalizam também a necessidade de mais pesquisas para confirmação da sua importância.

As elasticidades, com relação às especificações de capitais humanos menos qualificados, demonstraram ser significantes, mas inelásticas. Os coeficientes positivos indicam que não são substitutos, mas complementares no processo produtivo agregado. Este resultado é contrário aos encontrados por Reis (2006) e Jacinto e Ribeiro (2008), mas lembramos que estes autores investigaram setores específicos da economia.

Quanto aos testes de especificações, temos que: i) a presença de processo autorregressivo de ordem um, AR(1), é esperada devido à presença da variável endógena defasada; ii) a significância do teste AR(2) indica que as variáveis não estão correlacionadas com o estado inicial, portanto garante a existência de exogeneidade contemporânea; iii) os testes de qualidade dos instrumentos de Sargan (1988), conforme recomendação de Rodman (2009), indicam que os instrumentos são altamente significativos em todas as estimativas.

As tabelas acima e as tabelas A.4-A.6 do apêndice confirmam que a estrutura social dos estados possui influência relevante na explicação da demanda por capital humano qualificado. Os modelos estimados captaram a existência de dois efeitos estruturais. Primeiro, a pouca influência dos setores econômicos e dos salários relativos na demanda de curto e longo prazo do capital humano qualificado. Segundo, os custos de ajustamentos dependem das especificações econométricas. Mais especificamente, os resultados apresentados no apêndice explicam a discrepância encontrada na literatura como advinda exclusivamente da forma de especificação das variáveis independentes. Especialmente a necessidade de se considerar

testes de especificações que determinem quais variáveis deveriam ser consideradas como sendo endógenas, exógenas ou predeterminadas.

Em suma, a estrutura social é sem dúvida a principal causa de impacto de demanda de curto e longo prazo. Estados com maior participação da classe social média possuem maior crescimento de demanda por capital humano qualificado. Este resultado, no entanto, deve ser mais bem investigado devido à dimensão da elasticidade obtida.

4. CONCLUSÃO

A proposta de se avaliar o papel da estrutura social e econômica dos estados sobre a dinâmica da demanda por capital humano qualificado por meio de técnicas específicas de dados de painel demonstrou ser eficiente, pois considera os aspectos de causalidade das variáveis propostas. No entanto, as alterações da estrutura setorial na economia demonstraram não exercer efeito sobre a demanda por capital humano qualificado de forma distinta e clara. Apesar da importância do setor serviços na demanda de longo prazo dos capitais humanos menos qualificados, a estrutura social representada pela classe social média demonstra ser o fator de maior influência na demanda por ambos os capitais nos estados para o curto e o longo prazo. O crescimento de 1% no tamanho da classe social pode levar a um aumento de demanda de capital humano qualificado de 8,44% e capital humano menos qualificado de 7,99%.

Estados com maior participação da classe social média ou alterações favoráveis ao seu aumento geram aumentos crescentes de demanda por capitais humanos, portanto, criando um mecanismo endógeno de incentivo à educação. Isto equivale a afirmar, em última instância, que os produtos e serviços sendo produzidos nos estados devem conter cada vez mais conhecimento para atender a demanda da classe média. No entanto, devido à elasticidade de longo prazo obtida ser bastante elevada, estudos adicionais são requeridos para sua confirmação.

Os custos de ajustamento demonstraram ser significantes nas demandas por capital humano nos estados brasileiros. Deve-se destacar a estabilidade do seguinte resultado, nas diferentes especificações das variáveis independentes: o capital humano menos qualificado possui custos de contratações superiores ao qualificado. Este resultado demonstra ser um importante fator explicativo do crescimento da demanda por capital humano qualificado *vis-à-vis* menos qualificado que está ocorrendo na economia brasileira.

REFERÊNCIAS

- AKÇOMAK, I. S.; WELL, B. T. Social capital, innovation and growth: evidence from Europe. Institute for the Study of Labor, IZA DP n. 3341, 2008.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, n. 58, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, n. 68, p. 29-51, 1995.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H. The impact of regulations on Brazilian labor market performance. In: Heckman, James J.; Pagés, Carmen (Eds.). *Law and employment: lessons from Latin America and the Caribbean*. Chicago: University of Chicago Press, 2004.
- BALTAGI, B. H.; LI, Q. A. Transformation that will circumvent the problem of autocorrelation in an error-component model. *Journal of Econometrics*, v. 48, n. 3, p. 385-393, 1991.
- BALTAGI, B. H.; LI, Q. Testing AR(1) against MA(1) disturbances in an error component model. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 133-151, 1995.
- BREUSCH, T.; PAGAN, A. The LM test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, v. 47, n. 1, p. 239-254, 1980.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- CARPENA, L.; OLIVEIRA, J. B. Estimativa do estoque de capital humano para o Brasil: 1981 a 1999. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 877).
- CHAHAD, J. P.; DIAZ, M. D. M.; Pazzelo, E. A Elasticidade emprego-produto setorial no Brasil: novas evidências. FIPE/USP/MTE. 2002. Mimeografado.
- CHOI, I. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, v.20, p. 249-272, 2001.
- DIAS, J. Desafios da qualificação no Brasil: demandas dos setores tradicionais e tecnológicos de curto e longo prazo por mão de obra qualificada. *Series Working Papers BNDES/ANPEC*, BNDES WP 47, 2012.
- DIAS, J. Educational system, income inequality and growth: the median voter's decision. *Estudos Econômicos*, v.35, n.1, p. 81-100, 2005.
- DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e os investimentos em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica. *Estudos Econômicos*, v.37, n.4, p. 1-44, 2007.

- DIAS, J.; MCDERMOTT, J. Education, institutions, and growth: the role of entrepreneurs. *Journal of Development Economics*, v.80, n. 1, p. 299-328, 2006.
- DURLAUF, S. N. On the empirics of social capital. Working Papers Series, University of Wisconsin, 2002.
- EASTERLY, W. The middle class consensus and economic development. *Journal of Economic Growth*, v. 6, n. 2, p. 317-335, 2001.
- FAJNZYLBER, P.; FERNANDES, A. M. International economic activities and the demand for skilled labor: evidence from Brazil and China. Policy Research Working Paper Series, 3.426. Washington, DC: The World Bank, 2004.
- FAJNZYLBER, P.; MALONEY, W. F. Labor demand and trade reform in Latin America. *Journal of International Economics*, v. 66, n. 2, p. 423-446, 2005.
- FRAGA, G.; DIAS, J. Os Efeitos da escolaridade dos desempregados na taxa de desemprego dos estados brasileiros: estimativas dinâmicas em painéis de dados. *Economia Aplicada*, v.11, n. 3, p. 407-424, 2007.
- GIOVANETTI, B.; MENEZES-FILHO, N. Trade liberalization and the demand for skilled labour in Brazil. *Economia (Journal of LACEA)*, v.7, n.1, 2006.
- GONZAGA, G.; CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazo. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 4, p. 467-491, 2001.
- GREEN, E.; DICKESON, A.; ARBACHE, J. S. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. *World Development*, v.29, n. 11, p. 1923-1939, 2001.
- HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, v. 3, n. 1, p. 148-161, 2000.
- HALL, R. Measuring factor adjustment costs. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n.3, p. 899-927, 2004.
- HAMERMESH, D. S. Labor demand and structure of adjustment costs. *The American Economic Review*, v.79, n.4, 1989.
- HAMERMESH, D. S. Labor demand in Latin America and the Caribbean: what does it tell us? In: *Law and employment: lessons from Latin America and the Caribbean*. Heckman, James J.; Pagés, Carmen (Eds.). Chicago: University of Chicago Press, 2004.
- HAMERMESH, D. S.; PFANN, G. A. Adjustment costs in factor demand. *Journal of Economic Literature*, v. 34, n. 3, p. 1.264-1.292, set. 1996.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1.251-1.271, 1978.
- JACINTO, P. A. 2006. A demanda dinâmica por trabalho na indústria do Rio Grande do Sul: uma análise a partir de microdados. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre, 2006.

- JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. Microeconomic adjustment cost structure and the dynamics of regional industrial employment. In: REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION WORLD CONGRESS, RSAI, FEA/USP, v. 1, 2008. Anais...
- LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-24, 2002.
- LUCAS, R. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES JR., M. Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 3, p. 569-603, jul./set. 2003.
- MENEZES-FILHO, N. A.; SCORZAFAVE, L. G. Previsão da oferta e demanda por trabalho no Brasil: 2006-2015. [s.l.]. Projeto CEPAL/PNUD/OIT, 2007.
- PRADO, A. A revitalização do mercado de trabalho brasileiro. *Visão do Desenvolvimento*, [s.l.], BNDES, n. 22, 2006.
- REIS, M. C. Os impactos das mudanças na demanda por trabalho qualificado sobre o desemprego por nível de qualificação durante os anos noventa no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 3, p. 297-319, 2006.
- RODMAN, D. A Note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.
- SAKAMOTO, R. A. Emprego, salário e produção na indústria de transformação: o que o tempo tem a dizer? Ribeirão Preto, São Paulo: Editora FEARP/USP, 2003.
- SARGAN, J. D. Testing for misspecification after estimating using instrumental variables. In: MAASOUMI, E. (Ed.). *Contributions to Econometrics: J. D. SARGAN*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- SARGENT, T. J. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 1.009-1.044, 1978.
- TEMPLE, J.; JOHNSON, P. A. Social capability and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 965-990, 1998.
- VAREJÃO, J.; PORTUGAL, P. Employment dynamics and the structure of labor adjustment costs. *Journal of Labor Economics*, v. 25, n. 1, p. 137-165, 2007.
- WEBSTER, E. The effects of wages on aggregate employment: a brief summary of empirical studies. Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, The University of Melbourne, 2000. (Melbourne Institute Working Paper Series 2000, n. 14).
- WEBSTER, E. The effects of wages on aggregate employment: a brief summary of empirical studies. *Australian Economic Review*, v. 36, n. 1, p. 134-142, 2003.
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross-section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002.

APÊNDICE

Testes de Especificação do Modelo e de Exogeneidade

O teste de verificação de especificação do modelo quanto a efeitos fixos ou randômicos foi proposto inicialmente por Breusch e Pagan (1980), chamado de teste dos componentes dos erros. Uma versão mais elaborada deste teste que considera a presença da autocorrelação serial foi o proposto por Baltagi e Li (1991). A aplicação destes testes pode ser efetuada em conjunto, conforme Baltagi e Li (1995). Quanto ao teste de heterocedasticidade em painéis de dados, este consiste em verificar se os grupos possuem variâncias idênticas entre os painéis. Os resultados dos testes se encontram na tabela A.1.

TABELA A.1

Testes de efeitos randômicos, correlação serial e heterocedasticidade

Efeitos randômicos	Resultado do LM	Probabilidade de H_0
$\text{Var}(\eta_i) = 0$	ALM=1,35	P(0,24)
Correlação serial		
$\rho = 0$	ALM=3,45	P(0,06)
Teste conjunto		
$\text{Var}(\eta_i) = 0$ e $\rho = 0$	ALM=10,93	P(0,00)
Homocedasticidade		
$\text{Var}(u_{it}) = I\sigma^2$	$\chi^2(26)=20199$	P(0,00)

Elaboração dos autores.

Conforme resultados da tabela A.1, quando corrigido para autorregressividade (ALM) o teste indica o modelo de efeitos randômicos, ou seja, a aceitação de que $\text{Var}(\eta_i) = 0$. No entanto, o teste conjunto $\text{Var}(\eta_i) = 0$ e $\rho = 0$ rejeita a condição para modelo randômico. Como temos a presença de correlação serial, pois a probabilidade de $\rho = 0$ é de somente 6% ($P = 0,06$), bem como o fato de a rejeição também se estender à homocedasticidade, $P(0,00)$; então, temos a presença de autocorrelação, heterocedasticidade e possível ausência de efeitos fixos. Além disso, para confirmar a questão da especificação do modelo quanto a efeitos fixos, foi efetuado o teste de Hausman (1978) para especificação de modelo. Como resultado obteve-se a probabilidade de que os coeficientes do modelo randômico e de efeitos fixos seja $P(0,83)$, o que favorece o modelo de efeitos randômicos. A seguir, efetuamos os testes de estacionariedade das variáveis.

A questão da estacionariedade, conforme salientam Jones (1995) e Easterly (2001), está associada ao fato de as regressões serem espúrias, quando se regride variável estacionária tendo como explicativas um conjunto de variáveis não estacionárias; neste caso, os resultados econométricos são inválidos. O teste de raiz unitária ou de estacionariedade proposto por Choi (2001), Hadri (2000) Levin, Lin e Chu (2002) permite verificar se os painéis possuem raiz unitária. Na aplicação dos testes foram consideradas tendência e defasagens, bem como os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. Os resultados estão reportados na tabela A.2.

TABELA A.2

Testes de estacionariedade

Hipótese H_0 : o painel possui raiz unitária			
Variável	Estatística para estacionariedade	Probabilidade de H_0	Testes
LH_{qt}	$Z=-2,59$	$P(0,00)$	Choi Levin, Lin e Chu
h_{qt}	$Z=-3,77$	$P(0,00)$	Choi
w_{qt}	$Z=-1,42$	$P(0,07)$	Levin, Lin e Chu
$txdes_{qt}$	$Z=-3,57$	$P(0,00)$	Choi
ys_{qt}	$Z=-8,21$	$P(0,00)$	Levin, Lin e Chu
yc_{qt}	$Z=-4,28$	$P(0,00)$	Choi
yi_{qt}	$Z=-2,99$	$P(0,00)$	Levin, Lin e Chu
pcm_{qt}	$Z=-1,97$	$P(0,03)$	Hadri Levin, Lin e Chu

Elaboração dos autores.

Conforme a tabela A.2, a única variável a apresentar problemas de estacionariedade inconclusiva no teste de Choi (2000) foi pcm_{qt} , porcentagem de pessoas pertencentes à classe média (5º-decil). Foram realizados testes de Levin, Lin e Chu (2002) para todas as variáveis, confirmando a estacionariedade das mesmas; assim, optamos por reportar para pcm_{qt} o teste de Hadri (2000) somente. Em síntese, as variáveis apresentam probabilidades aceitáveis de estacionariedade, o que minimiza a possibilidade de incorrer em regressões espúrias.

1. A hipótese que trata da exogeneidade das variáveis independentes é dada pela seguinte condição: $E(\eta_q x_{qt}) = 0$, em que η_q representa os efeitos fixos e x_{qt} a matriz de variáveis independentes. No caso em que $E(\eta_q x_{qt}) \neq 0$, pressupõe-se endogeneidade de tais variáveis, e os coeficientes obtidos são inferiores aos esperados, isto é, há um viés de baixa. Esta hipótese é violada sempre que se efetuam estimativas dinâmicas com a presença da variável dependente defasada, ou seja, quando temos y_{it-1} como variável independente. Outro aspecto importante da endogeneidade está relacionado ao fato de as demais variáveis independentes não serem efetivamente exógenas. Neste caso, os testes sugeridos por Wooldridge (2002) para sua verificação são relacionados a seguir.

2. este de exogeneidade absoluta (forte). Esta condição não prevalece se x_{it+1} depende de N_{qt} , pois neste caso tem-se que u_{qt} está correlacionado no tempo. A forma de se testar esta condição é estimar a equação $N_{qt} = x_{qt} \beta + x_{qt+1} \psi + h_q + u_{qt}$, considerando os efeitos fixos. Sob a condição $H_0: \psi = 0$, tem-se exogeneidade absoluta.

3. Teste de exogeneidade contemporânea (fraca). Também denominado de teste de restrição sequencial dos momentos. Considerando-se a equação (5), sob a hipótese de exogeneidade contemporânea, tem-se que $E(u_{qt} | x_{qt}, x_{qt-1}, \dots, x_{q1}, N_{q0}, h_q) = 0$, ou seja, os erros não podem estar correlacionados com a condição inicial da economia e/ou com os efeitos fixos. A ausência de autocorrelação com a condição inicial equivale à ausência de autorregressividade de segunda ordem $E(u_{qt} | u_{qt-1}, \dots, u_{q1}) = 0$, obtida com a condição de que as variáveis independentes, ou seus instrumentos, sejam exógenas $E(u_{qt} | x_{qt}, \dots, x_{q1}) = 0$.

TABELA A.3

Teste de exogeneidade

Variável dependente: h_{qt}				
Variáveis (1)	Coefficientes (2)	Desvio-padrão (3)	Test-t (4)	P(t) (5)
w_{qt+1}	0,006	0,020	0,31	0,755
w_{qt}	-0,001	0,040	-0,03	0,975
$txdes_{qt+1}$	0,639	0,179	3,57	0,000
$txdes_{qt}$	0,392	0,195	2,01	0,046
ys_{qt+1}	-0,045	0,179	-0,25	0,802
ys_{qt}	0,0191	0,170	0,11	0,911
yc_{qt+1}	-0,097	0,478	-0,20	0,839
yc_{qt}	-1,176	0,357	-3,29	0,001
yi_{qt+1}	0,002	0,175	0,01	0,991
yi_{qt}	0,180	0,176	1,02	0,309
pcm_{qt+1}	-0,555	0,875	-0,63	0,527
pcm_{qt}	0,393	0,899	0,44	0,662
Constante	0,294	0,875	2,04	0,043
$Corr(\eta_{it}^x \beta)$	-0,78			
$N*T$	208			
R^2	0,05			

Elaboração dos autores.

Obs.: (+1) significa um período à frente (t+1); P (t) – probabilidade do teste t.

O teste de indicação de causalidade reversa na tabela A.3 demonstra que as variáveis podem ser consideradas como sendo exógenas nas estimativas. A única variável que viola a condição de exogeneidade é $txdes$, portanto tem-se um caso de possível causalidade reversa. Este resultado está de acordo com o proposto por Fraga e Dias (2007), em que a escolaridade explica a taxa de desemprego de forma exógena quando utilizada de forma não linear nas estimativas. Como o objetivo é explicar a acumulação de pessoas com nível educacional acima de 11 anos, a taxa de desemprego foi desconsiderada.

TABELA A.4

Classe média predeterminada e demais endógenas

	lh_{1qt}	lh_{1mqt}
	(1)	(2)
lh_{1it-1}	0.445*** [2.76]	0.656*** [5.55]
dw_{qt}	-0.0701 [-0.83]	-0.146* [-1.85]
ys_{qt}	-0.0414 [-0.17]	-0.130 [-0.53]
yc_{qt}	-0.197 [-0.36]	-0.0833 [-0.15]
yi_{qt}	0.0979 [0.32]	0.0714 [0.24]
pcm_{qt}	4.853*** [2.78]	6.234*** [3.95]
lh_{2qt-1}	0.520*** [3.32]	
lh^p_{2qt}		0.292*** [2.71]
Constante	0.148 [0.40]	0.688 [1.56]
Observações	208	208
AR(1)	0.024	0.036
AR(2)	0.945	0.750
Teste de Sargan	1.000	1.000
DummiesAnoss	Sim	Sim

Testatística entre colchetes

Obs.: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

TABELA A.5

Classe média predeterminada e demais exógenas

	lh_{1qt}	lh_{1mqt}
	(1)	(2)
lh_{1it-1}	0.345** [2.04]	0.561*** [3.95]
dw_{qt}	-0.0434 [-0.44]	-0.167 [-1.60]
ys_{qt}	-0.0424 [-0.08]	-0.338 [-0.60]
yc_{qt}	-0.984 [-1.10]	-1.080 [-1.11]
yi_{qt}	0.134 [0.19]	-0.0857 [-0.14]
pcm_{qt}	5.795** [2.17]	9.101*** [3.82]
lh_{2qt-1}	0.591*** [4.05]	
lh^p_{2qt}		0.342*** [3.64]
Constante	0.496 [0.64]	1.444 [1.33]
Observações	208	208
AR(1)	0.071	0.033
AR(2)	0.630	0.767
Teste de Sargan	1.000	1.000
DummiesAnos	Sim	Sim

Testatística entre colchetes

Obs.: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

TABELA A.6

Classe média endógena e demais exógenas

	lh_{1qt}	lh_{1mqt}
	(1)	(2)
lh_{1it-1}	0.332*	0.560***
	[1.83]	[3.90]
dw_{qt}	-0.0416	-0.177
	[-0.35]	[-1.39]
ys_{qt}	0.666	0.849
	[0.91]	[1.23]
yc_{qt}	-1.678*	-1.948*
	[-1.90]	[-1.77]
yi_{qt}	0.392	0.243
	[0.81]	[0.43]
pcm_{qt}	6.028*	10.26**
	[1.80]	[2.10]
lh_{2qt-1}	0.620***	
	[3.83]	
lh^p_{2qt}		0.377***
		[3.51]
Constante	-0.124	0.281
	[-0.13]	[0.27]
Observations	208	208
AR(1)	0.066	0.039
AR(2)	0.522	0.816
Teste de Sargan	1.000	1.000
DummiesAnos	Sim	Sim

Testestatística entre colchetes

Obs.: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

