

ELASTICIDADE DE P&D NA INDÚSTRIA BRASILEIRA E TRANSBORDAMENTOS: UMA ABORDAGEM DE FATORES COMUNS NÃO OBSERVADOS

RAFAEL CAMPELLO DE ALCANTARA *
SÉRGIO KANNEBLEY JÚNIOR †

Resumo

Este trabalho apresenta estimativas para a elasticidade de P&D na indústria brasileira, com dados de grupos industriais das indústrias extrativa e de transformação brasileiras para 2003-2017. Utiliza-se o estimador *augmented mean group* (AMG) de Eberhardt e Bond (2009), que controla para a presença de fatores comuns correlacionados e potencialmente não estacionários. A estimativa produzida pelo estimador AMG para elasticidade de P&D foi de 0,014, porém não significativa estatisticamente. Foram calculadas medidas de produtividade total dos fatores (PTF) para os grupos de setores segundo a intensidade tecnológica, as quais apresentam comportamento cíclico heterogêneo segundo o nível de intensidade tecnológica dos setores industriais.

Palavras-chave: elasticidade de P&D; fatores comuns não observados; transbordamento de conhecimento; produtividade total dos fatores.

Abstract

This paper presents estimates for the elasticity of R&D in the Brazilian industry, by data from industrial groups in the extractive and manufacturing industries in Brazil in 2003-2017. We employ augmented mean group estimator (AMG) of Eberhardt and Bond (2009), which controls for the presence of correlated and potentially non-stationary common factors. The estimate produced by the AMG estimator for R&D elasticity was 0.014, but not statistically significant. Measures of total factor productivity (TFP) were calculated for the groups of sectors according to the technological intensity, which show a pro-cyclical behavior and a positive correlation with technological intensity.

Keywords: R&D elasticity; unobserved common factors; knowledge spillovers; total factor productivity.

JEL classification: D24, O32, O33, O47

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea190655>

* Insper. E-mail: rafaelca10@al.insper.edu.br

† Universidade de São Paulo. E-mail: skj@usp.br

1 Introdução

Políticas que buscam incentivar o gasto em atividades de pesquisa e desenvolvimento (P&D) baseiam-se na suposição de que existe uma relação direta entre esforço inovativo e crescimento da produtividade. Para avaliar a relação entre inovação e produtividade, muitos trabalhos estimam a elasticidade do produto com relação a gastos em P&D (GRILICHES, 1979). A abordagem mais utilizada, proposta por Griliches (1979), consiste em estimar uma função de produção incluindo como fator de produção uma medida de estoque ou dispendio interno em P&D, além dos fatores de produção tradicionais, como capital e trabalho. O caráter de bem público do conhecimento torna necessária a inclusão de uma variável para representar o conhecimento externo adquirido, para controlar o efeito do transbordamento de conhecimento, ou externalidade tecnológica.

Em razão de não serem diretamente observáveis ou mensuráveis, os transbordamentos de conhecimento são capturados pelo termo de erro quando esse fator é omitido da regressão. Devido ao investimento privado em P&D estar correlacionado com o transbordamento de conhecimento, a presença desse efeito no erro deve levar à endogeneidade da variável de P&D e inconsistência na estimação da elasticidade de P&D. Além disso, o estoque de conhecimento externo é uma variável comum a todos os setores, porém absorvido em diferentes intensidades de acordo com as diferentes capacidades e necessidades de absorção de conhecimento. Uma vez que o transbordamento está presente nos erros das equações para todos os setores, esses erros podem estar correlacionados entre si, propriedade conhecida como dependência *cross-section* (EBERHARDT; HELMERS; STRAUSS, 2013).

O presente estudo tem por objetivo estimar a elasticidade de P&D, controlando o efeito do transbordamento de conhecimento, e calcular a produtividade total dos fatores na indústria brasileira. Para isso, foi estimada uma função de produção a partir de um painel de dados com setores das indústrias extrativa e de transformação entre os anos de 2003 e 2017. Foi adotada a estrutura analítica proposta por Eberhardt e Teal (2010), que consiste em representar a função de produção por meio de um modelo de fatores comuns não observados e utilizar o estimador *augmented mean group* (AMG) proposto por Eberhardt e Bond (2009).

A fim de superar as limitações do modelo de Solow (1957), que supunha o progresso técnico como exógeno, os modelos de crescimento endógeno como Aghion e Howitt (1990), Romer (1990) e Grossman e Helpman (1991), buscam explicar como o investimento em P&D pode representar uma estratégia ótima das firmas para alcançar ganhos de produtividade. Nesses modelos, em que são consideradas as possibilidades de produção de conhecimento específico ao produto e de caráter geral à economia, fundamenta-se microeconomicamente a existência de externalidades do conhecimento¹. Duguet (2006), analisando dados da indústria francesa, indica que o sucesso da atividade inovativa depende não só do esforço interno de P&D, mas também do acesso ao conhecimento externo, por meio do uso de patentes ou licenças produzidas em outros setores, por exemplo. Higon (2007) também aponta para a impor-

¹Uma outra possibilidade de incorporação do progresso tecnológico endógeno pode ser encontrada na literatura evolucionária ou neo-schumpeteriana (NELSON; WINTER, 1985; DOSI; NELSON, 1994).

tância do transbordamento para explicar o crescimento de setores da indústria britânica.

Wieser (2005) destaca que um dos problemas na estimação de retornos de P&D é a dificuldade de representar adequadamente o componente de conhecimentos externos. É usual encontrar na literatura variáveis proxies espelhadas na proximidade produtiva, ou tecnológica, entre os setores da economia. Hall, Mairesse e Mohnen (2010) notam que, em geral, as medidas propostas na literatura são muito imprecisas, enquanto que Griliches (1991) argumenta que é difícil saber exatamente como o conhecimento se espalha pela economia.

Eberhardt, Helmers e Strauss (2013) concluem que a representação do conhecimento por meio de variáveis proxy não é uma solução adequada para controlar a dependência *cross-section* na função de produção. Em primeiro lugar, por essa estratégia implicar em assumir hipóteses muito fortes sobre essa variável, que invariavelmente estariam sujeitas a críticas. Além disso, a inclusão de uma *proxy* para o conhecimento externo implica assumir que essa é a única fonte de dependência *cross-section* nos dados. Os autores argumentam que essa propriedade dos erros também pode ser gerada pela reação dos setores a choques econômicos comuns, como crises financeiras globais, bem como pela interação entre os setores por meio de relações comerciais, institucionais etc. Assim, a *proxy* para o transbordamento tecnológico não capturaria totalmente a dependência *cross-section*. Mais ainda, o investimento privado em P&D pode ser influenciado por choques econômicos ou de produtividade e relações intersetoriais, por exemplo, uma vez que tais fatores podem afetar a eficiência da pesquisa e a disponibilidade de recursos para esse tipo de investimento. Nesse caso, a *proxy* também não resolveria o problema de endogeneidade da variável de P&D.

Chudik, Pesaran e Tosetti (2011) mostram que a dependência *cross-section* em modelos de dados em painel pode ser representada por um modelo de fatores comuns, ou seja, efeitos temporais comuns que podem afetar não uniformemente todas as unidades do painel. Em razão das críticas ao uso de variáveis proxy para o conhecimento externo, Eberhardt, Helmers e Strauss (2013) argumentam que a representação da função de produção como um modelo de fatores comuns não observados é mais adequada para estimar a elasticidade de P&D. Nesse caso, assume-se que o erro da regressão é composto por uma combinação de fatores comuns, que capturam não apenas o transbordamento de conhecimento, mas também poderiam captar choques de oferta e demanda, entre outros efeitos temporais comuns. Eberhardt e Teal (2010) mostram, ainda, como o modelo de fatores comuns não observados configura uma forma simples de se modelar as relações estruturais implícitas à função de produção, como a relação entre a demanda por insumos e a produtividade das firmas, bem como a possível dependência temporal das variáveis do modelo.

Com relação às estimativas obtidas na literatura, Hall, Mairesse e Mohnen (2010) e Wieser (2005) analisam uma série de estudos com dados de firmas e indústrias. Seus resultados apontam valores para a elasticidade de P&D em torno de 0,1.² Eberhardt, Helmers e Strauss (2013) estimam a elasticidade de P&D em um painel com setores de diferentes países da OCDE aplicando a abordagem de fatores comuns latentes na função de produção. Seus resultados indicam que, quando a presença de fatores comuns é controlada, a elas-

²A elasticidade varia entre -0,015 e 0,38 nos trabalhos avaliados por esses autores.

tidade de P&D passar a ser não significativa estatisticamente. Segundo os autores, isso evidencia a dificuldade de se separar o retorno privado de P&D do efeito de transbordamento.

No caso brasileiro, [Cavalcante, Jacinto e Negri \(2015\)](#) utilizam dados da Pesquisa Nacional de Inovação Tecnológica (Pintec) para estimar a relação entre esforço inovativo e produtividade do trabalho na indústria brasileira. Os autores reportam valores entre 0,06 e 0,1 para a elasticidade de P&D na indústria brasileira entre 2000 e 2008, sendo os setores de alta intensidade tecnológica os que apresentam os maiores valores. Esse resultado indica que a diferença na intensidade tecnológica dos setores pode levar a uma heterogeneidade nas elasticidades de P&D. Já [Zucoloto et al. \(2017\)](#), em um estudo que busca avaliar a efetividade da Lei do Bem, estimam uma elasticidade do P&D igual a 0,06 para o período de 2006 a 2013. Esse valor estaria próximo à mediana dos estudos internacionais, conforme apontado por [Wieser \(2005\)](#). Ambos trabalhos têm o mérito de produzirem estimativas a partir de microdados de empresas industriais. No entanto, ambos desconsideraram o componente de transbordamento tecnológico em suas estimações. Nesse sentido, [Steingraber e Gonçalves \(2008\)](#) apontam indícios de que a produtividade e o esforço inovativo na indústria brasileira apresentam forte componente setorial, sendo a variância dessas variáveis menor entre firmas do mesmo setor que entre firmas de setores diferentes. Os autores encontram ainda evidências de que os diferenciais de produtividade entre firmas da indústria brasileira estão associados à cooperação com outras empresas e centros de pesquisa, indicando que o transbordamento de tecnologia entre firmas de um mesmo setor é um componente relevante da relação entre pesquisa e produtividade no Brasil.

A discussão acima justifica a preocupação deste estudo em utilizar um estimador que considere uma estrutura de fatores comuns não observados na função de produção. Nesse sentido, este trabalho contribui para a literatura econômica brasileira com a produção de estimativas atualizadas da elasticidade de P&D por meio de metodologia empírica robusta, além da investigação da relação entre o transbordamento de conhecimento, gastos em P&D e produtividade. Além disso, os resultados aqui apresentados ajudam a entender a relação entre gastos em P&D e a estagnação da produtividade industrial no Brasil, podendo subsidiar a formulação de políticas mais eficientes de crescimento e fomento à inovação.

A elasticidade de P&D obtida pelo estimador AMG foi de 0,014, porém não foi estatisticamente significativa. A comparação com outros estimadores indica que não controlar a dependência *cross-section* nos dados produz viés positivo na estimativa da elasticidade de P&D, além de, em alguns casos, produzir resultados estatisticamente significantes³. Esse resultado corrobora as evidências fornecidas por [Eberhardt, Helmers e Strauss \(2013\)](#) para um painel de 12 países contendo dados de 12 indústrias manufatureiras cobrindo o período de 1980-2005. Como discutido por esses autores, isso evidencia a dificuldade de separar o retorno do investimento em P&D do efeito do transbordamento de conhecimento e outros choques econômicos comuns.

Os resultados do AMG foram utilizados para calcular a produtividade total dos fatores (PTF) dos setores analisados como proposto por [Eberhardt e Teal \(2010\)](#). Observa-se uma correlação positiva da intensidade tecnológica dos setores com o nível da PTF, mas não tanto com seu crescimento. Além

³Os estimadores empregados neste estudo são descritos com mais detalhe na seção 3.

das externalidades produzidas pelos transbordamentos de conhecimento, é demonstrado que a evolução da produtividade da indústria tem relação heterogênea com o componente cíclico do produto. Esse resultados estão em concordância com Nelson (1988) que argumenta sobre a dificuldade de se estabelecer uma relação de causalidade entre investimentos privados em P&D e a produtividade nas indústrias, destacando para isso o papel dos transbordamentos de conhecimento.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção 2, é descrita a estrutura analítica utilizada para modelar a função de produção. Na seção 3, é apresentado o estimador AMG e suas hipóteses subjacentes. A seção 4 contém uma descrição da base de dados e das variáveis utilizadas nas estimações. Na seção 5, são apresentados e discutidos os resultados obtidos. A última seção conclui sobre as evidências obtidas e discute as implicações desses resultados para a formulação de políticas públicas.

2 Estrutura Analítica

Segundo Gunday *et al.* (2011), a inovação tecnológica pode afetar a produção das firmas de várias formas. Do ponto de vista da oferta, por exemplo, inovações organizacionais e de processo levam as firmas a serem mais eficientes, podendo produzir mais a custos menores. Além disso, inovações de produto, seja na forma de melhoria na qualidade de produtos existentes, seja por meio da introdução de novas mercadorias, podem aumentar a demanda das firmas, o que também tende a causar um aumento na produção. Tais fatores representam uma série de incentivos para as firmas investirem em P&D visando a produção de inovações.

Por outro lado, Arrow (1962) argumenta que as firmas não conseguem se apropriar plenamente do conhecimento que produzem, uma vez que não é possível controlar a difusão do conhecimento pela economia. É possível aprender parte do conhecimento produzido por outras firmas por meio da imitação, troca de informação entre trabalhadores, limitações do sistema de patentes etc. Esse efeito de transbordamento do conhecimento indica que, além do gasto próprio em P&D, a produção externa de conhecimento também pode afetar a produtividade das firmas.

Além disso, o transbordamento também pode afetar a decisão de investimento em P&D das firmas. Arrow (1962) nota que o fato do conhecimento ser parcialmente apropriável, bem como a incerteza associada à produção de inovação, podem representar um desincentivo à alocação de recursos para pesquisa. Por outro lado, Cohen e Levinthal (1989) argumentam que as firmas podem investir em P&D para aumentar sua habilidade de se apropriar do conhecimento produzido externamente. Nesse caso, o transbordamento pode representar um incentivo para o gasto com inovação. Seria razoável, então, supor que a produção de conhecimento interno e o transbordamento estejam correlacionados.

Segundo Hall, Mairesse e Mohnen (2010), a forma padrão na literatura de se modelar a elasticidade de P&D é por meio da função de produção. Tal abordagem consiste em relacionar o produto de determinado setor com seu estoque de conhecimento interno e outros fatores de produção como capital e trabalho. Inclui-se na análise, ainda, um estoque de conhecimento externo comum aos setores como forma de levar em conta o impacto dos transbor-

damentos de conhecimento. Considere a seguinte função de produção *Cobb-Douglas*:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} R_{it}^{\gamma} [R_{it}^0]^{\phi} e^{u_{it}}, \quad (1)$$

em que Y_{it} representa o produto do setor i no período t , K_{it} representa seu estoque de capital, L_{it} representa o trabalho, R_{it} e R_{it}^0 representam o estoque de conhecimento interno e externo, respectivamente, A_{it} representa a produtividade total dos fatores (PTF) e u_{it} é um termo de erro aleatório. Os parâmetros α , β e γ capturam as elasticidades do capital, trabalho e P&D. Aplicando logaritmo sobre (1), obtém-se

$$y_{it} = \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma r_{it} + \phi r_{it}^0 + \eta_i + \theta_t + u_{it}, \quad (2)$$

em que as letras minúsculas indicam valores em logaritmo e assume-se, como em Hall, Mairesse e Mohnen (2010), que $\log(A_{it}) = \eta_i + \theta_t$. Ou seja, assume-se que a PTF apresenta diferenças de nível entre setores, capturadas pelo efeito fixo η_i , e uma evolução comum, ditada por θ_t .

Eberhardt e Teal (2011) revisam uma série de trabalhos que estimam funções de produção, ressaltando como cada estudo modela a PTF. Essa análise indica que uma das formas mais comuns de se modelar a evolução temporal da produtividade é incluir uma *dummy* temporal ou tendência determinística. Os autores notam, porém, que tais soluções apresentam problemas. A inclusão da *dummy* implica assumir que a evolução da PTF é a mesma para todos os setores. Se este não for o caso, Eberhardt e Teal (2011) argumentam que a *dummy* capturaria apenas uma evolução média da PTF, não corrigindo completamente para a correlação desse componente com os fatores de produção. Como alguns dos fatores que determinam a PTF também influenciam a escolha de fatores de produção das firmas, incluindo o investimento em P&D, e a *dummy* temporal captura apenas parcialmente a evolução da PTF, essa variável não seria suficiente para controlar a endogeneidade dos fatores de produção⁴.

Como solução para esses problemas, Eberhardt, Helmers e Strauss (2013) sugerem que o transbordamento pode ser visto como um estoque de conhecimento que impacta de modo heterogêneo os setores e que a consequente evolução da PTF seja determinada por uma combinação de choques econômicos comuns. Nesse caso, a produtividade dos setores difere por causa de suas características individuais e de diferenças no impacto dos choques comuns. A abordagem de fatores comuns considera a dependência da seção transversal como resultado de variáveis comuns omitidas não observadas e variáveis temporais ou choques comuns que afetam cada unidade da seção transversal de maneira diferente. Com base nessas considerações, a equação (2) pode ser reescrita como

$$y_{it} = \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma r_{it} + \eta_i + \Lambda_i' \mathbf{f}_t + u_{it} \quad (3)$$

em que $\Lambda_i' \mathbf{f}_t = \sum_{j=1}^M \lambda_{ji} f_{jt}$ e M é o número de fatores comuns. O termo \mathbf{f}_t representa um vetor de fatores comuns associados à PTF, bem como transbordamentos de conhecimento. Já Λ_i' é o vetor de parâmetros associados aos

⁴Exemplos de possíveis determinantes da produtividade associados à escolha de insumos incluem fatores específicos dos setores como qualidade da mão de obra, bem como choques econômicos comuns como crises financeiras ou políticas econômicas (FAGERBERG, 1994; GARCIA, 2003).

fatores latentes. Esse termo indica que esses fatores podem ter impacto diferente entre os setores.

A presença de uma estrutura fatorial comum latente leva à correlação entre os erros dos setores, fenômeno conhecido como dependência *cross-section*. Pesaran e Tosetti (2009) notam que, caso haja correlação entre os regressores e alguns dos fatores em \mathbf{f}_t , estimadores que ignoram a estrutura fatorial do erro serão inconsistentes. Como discutido, é razoável supor que existe correlação entre a variável de P&D e o estoque de conhecimento comum e entre a escolha dos insumos e fatores comuns associados à produtividade. Eberhardt e Teal (2010) notam, ainda, que a forte persistência temporal observada empiricamente nas variáveis da função de produção pode ser consequência de choques comuns persistentes de produtividade. Assim, o termo \mathbf{f}_t permite controlar a dependência *cross-section*, a endogeneidade e a persistência temporal das variáveis em (3).

Adicionalmente, a inclusão da tendência determinística implica assumir que a PTF é estacionária em torno da tendência. King, Plosser e Rebelo (1988a) mostram como séries da PTF com essa característica podem ser produzidas por modelos em que choques de produtividade afetam o crescimento apenas de forma temporária. Por outro lado, analisando o comportamento agregado da economia americana no pós-guerra, os autores mostram que, nesses modelos, a PTF precisa apresentar uma autocorrelação muito alta para obter-se trajetórias de crescimento próximas ao observado. Nesse sentido, King, Plosser e Rebelo (1988b) mostram que modelos com choques permanentes da PTF são mais adequados para replicar a trajetória de crescimento observada, além de produzirem séries não estacionárias para as variáveis da função de produção, fato também observado empiricamente. Assim, a hipótese de estacionariedade da PTF pode levar a resultados espúrios.

Outra hipótese importante assumida em (3) é a homogeneidade dos parâmetros, que implica assumir a mesma função de produção para cada setor. No caso da análise de produtividade entre países, Harberger (1987) argumenta que é pouco razoável assumir uma tecnologia de produção comum entre diferentes países, com instituições, economia e geografia diversas. Mesmo no caso de setores, Hall, Mairesse e Mohnen (2010) argumentam, por exemplo, que o impacto de P&D na produção depende de vários fatores específicos dos setores e firmas analisados, de modo que possivelmente tal impacto não seria único entre diferentes atividades econômicas. A imposição equivocada de homogeneidade dos parâmetros implicaria na inconsistência nos parâmetros estimados.⁵

Com base nessas considerações, Eberhardt e Teal (2010) propõem o seguinte modelo analítico para a função de produção:

$$y_{it} = \mathbf{B}'_i \mathbf{x}_{it} + \eta_i + \mathbf{\Lambda}'_i \mathbf{f}_t + u_{it} \quad (4)$$

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{\Pi}'_i \mathbf{g}_t + \mathbf{\Psi}'_i \mathbf{f}_t + v_{it} \quad (5)$$

$$\mathbf{f}_t = \mathbf{P}' \mathbf{f}_{t-1} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$\mathbf{g}_t = \mathbf{K}' \mathbf{g}_{t-1} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

⁵Note que, sob a hipótese de heterogeneidade dos parâmetros, o erro da equação (3) seria dado por $u_{it} = (\alpha - \alpha_i)k_{it} + (\beta - \beta_i)l_{it} + (\gamma - \gamma_i)r_{it}$, o que implicaria em endogeneidade das variáveis explicativas.

em que \mathbf{x}_{it} é o vetor de insumos, \mathbf{B}_i é a matriz de elasticidades dos insumos, \mathbf{g}_t é o vetor de fatores comuns específicos às variáveis, $\mathbf{\Pi}_i$ captura o impacto desses fatores específicos, \mathbf{f}_t é o vetor de fatores comuns a todos os setores e $\mathbf{\Psi}_i$ mede a relação entre \mathbf{f}_t e as variáveis. Os vetores de parâmetros \mathbf{P} e \mathbf{K} capturam a persistência temporal dos fatores comuns e v_{it} , ϵ_{it} e ε_{it} são erros idiossincráticos.

As características mais importantes dessa configuração são a potencial não estacionariedade das variáveis observáveis e dos componentes não observáveis, e a heterogeneidade potencial no impacto das variáveis observáveis e dos componentes não observáveis. O modelo (4)-(7) permite controlar a dependência *cross-section* gerada por choques comuns de produtividade e transbordamentos de conhecimento. Adicionalmente, atende à necessidade de evitar, ao menos parcialmente, a endogeneidade das variáveis explicativas gerada pela presença de fatores comuns. A principal vantagem dessa abordagem é considerar todos esses efeitos de forma simples, uma vez que os fatores comuns capturam boa parte da estrutura dos dados. Assim, é possível evitar os problemas econométricos implicados por eles de forma mais parcimoniosa.

A utilização de uma estrutura de painel dinâmico e do modelo de fatores comuns representa ainda uma contribuição importante à literatura brasileira de análise de produtividade e inovação. Enquanto muitos trabalhos que analisam a evolução da PTF focam em setores específicos e na estrutura de autocorrelação de suas séries, sem muita atenção para as relações entre setores, outros avaliam o impacto das interações entre setores na PTF e inovação sem muito foco na dinâmica dessas variáveis, com dados em *cross-section* ou painéis curtos. Esta pesquisa une esses dois componentes, capturando a dinâmica das séries individuais, as correlações entre os setores e a evolução dessas relações ao longo do tempo.

3 Metodologia

Segundo Eberhardt e Teal (2011), as três formas mais recorrentes de se controlar a presença de fatores comuns não observados em modelos de dados em painel são por meio da inclusão de *dummies* de tempo na regressão, da modelagem da dependência *cross-section* gerada pela estrutura fatorial ou da utilização de estimadores que controlem explicitamente os fatores comuns. Coakley, Fuertes e Smith (2006) notam que a primeira solução implica assumir que o impacto dos fatores comuns é homogêneo. Como discutido acima, tal hipótese pode levar a um problema de regressão espúria caso as variáveis analisadas sejam não estacionárias. Para a aplicação da segunda solução, Eberhardt, Helmers e Strauss (2013) notam que é necessário entender como se dão as relações entre os setores e saber quais são os fatores associados a essa dependência, o que, em geral, não é possível. Por fim, Eberhardt e Teal (2011) argumentam que estimadores que controlam explicitamente os fatores comuns evitam esses problemas permitindo formas mais flexíveis para a estrutura fatorial latente.

Estimadores de painel com fatores comuns latentes, em geral, se dividem em dois grupos. O primeiro grupo consiste em estimar conjuntamente os parâmetros da regressão e os fatores comuns, como proposto por Bai (2009), entre outros. Segundo Chudik e Pesaran (2013), essa estratégia é limitada pois é preciso determinar o número de fatores a ser estimado, o que introduz

incerteza na estimação. Já o segundo grupo consiste em aumentar a regressão original com alguma *proxy* dos fatores comuns. Pesaran (2006) propõe o estimador *common correlated effects* (CCE), que consiste em aproximar os fatores comuns por médias *cross-section* da variável dependente e dos regressores. Eberhardt e Teal (2008) ressaltam que o CCE é intensivo no uso de dados porque a quantidade de médias *cross-section* para se incluir na regressão aumenta com o número de regressores, tornando a estimação menos precisa. Eberhardt, Helmers e Strauss (2013) notam ainda que a estratégia de aproximar os fatores comuns pelas médias *cross-section* das variáveis não permite identificar os fatores e seus parâmetros.

O estimador AMG de Eberhardt e Bond (2009) considera a dependência em *cross section* por meio da inclusão de um processo dinâmico comum (CDP) na regressão. O estimador consiste em um procedimento de dois estágios. No primeiro, estima-se a função de produção com um modelo em primeiras diferenças incluindo $T - 1$ *dummies* de ano, também em primeiras diferenças:

$$\Delta y_{it} = \mathbf{B}' \Delta \mathbf{x}_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

em que \mathbf{x}_{it} é o vetor de insumos (capital, trabalho e P&D), ΔD_t são as *dummies* de tempo em primeira diferença e c_t são os coeficientes associados a elas. Segundo Eberhardt e Bond (2009), os valores estimados dos coeficientes das *dummies*, \hat{c}_t , podem ser interpretados como estimativas do processo dinâmico comum, que captaria a evolução média dos fatores comuns e são renomeados como $\hat{\mu}_t^*$.

No segundo estágio, $\hat{\mu}_t^*$ é incluído como um regressor adicional na função de produção:

$$y_{it} = \mathbf{B}' \mathbf{x}_{it} + \delta_i \hat{\mu}_t^* + d_i t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

em que t é uma tendência determinística, incluída para controlar possíveis efeitos temporais não captados pelo processo dinâmico comum. Estima-se então (9) pelo estimador *mean group* (MG) de Pesaran e Smith (1995), que assume parâmetros heterogêneos. Como só adiciona uma variável à estimação, o AMG evita a perda de graus de liberdade causada pelo CCE.

Segundo Eberhardt e Bond (2009), como o processo comum é estimado por um modelo em primeiras diferenças, obtém-se uma estimativa consistente da evolução dos fatores comuns mesmo que estes sejam não estacionários. Posteriormente, a estimativa do processo dinâmico comum passa a fazer parte da relação de cointegração heterogênea específica a cada grupo. Dessa forma, a inclusão do processo comum na regressão original também permite estimar relações de cointegração específicas a cada unidade do painel. Como o AMG controla a presença de fatores comuns no erro e sua possível não estacionariedade, espera-se que o estimador produza uma estimativa consistente da elasticidade de P&D.

Eberhardt e Teal (2010) mostram como as estimativas produzidas do processo dinâmico comum possibilitam um cálculo da PTF mais robusto que os métodos mais tradicionais para dados agregados.⁶ Para entender esse ponto, considere uma função de produção *Cobb-Douglas* log-linear (3):

⁶Uma discussão mais detalhada sobre os métodos de cálculo da PTF pode ser vista, por exemplo, em Van Beveren (2012).

$$y_{it} = \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma r_{it} + a_{it} + u_{it} \quad (10)$$

em que $a_{it} = \eta_i + \Delta_t \mathbf{f}_t$ seria a representação para a produtividade total dos fatores. Segundo Van Beveren (2012), como a PTF não é observável, a forma usual de estimá-la consiste em calcular o resíduo da estimação da função de produção:

$$\hat{a}_{it} = y_{it} - \hat{\alpha} k_{it} - \hat{\beta} l_{it} - \hat{\gamma} r_{it}, \quad (11)$$

em que $\hat{a}_{it} = \hat{\eta}_i + \widehat{\Delta}_t \mathbf{f}_t$, os parâmetros $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$ são as elasticidades estimadas e $\hat{\eta}_i$ é o efeito fixo individual estimado, que pode ser visto como um intercepto específico do setor i .

O autor nota que uma das maiores preocupações ao se estimar funções de produção é a simultaneidade entre a escolha dos fatores de produção e a produtividade. Quando não controlado, esse efeito leva à endogeneidade dos fatores na regressão, produzindo viés nas estimativas. Da equação (11) é possível notar que estimativas viesadas dos parâmetros implicam também viés no cálculo da PTF.

Blundell e Bond (1998) propõem controlar a endogeneidade por meio de uma estimação de GMM em que as defasagens e primeiras diferenças dos insumos são utilizadas como instrumentos, estimador conhecido como *system-GMM*. A principal vantagem desse método é que as primeiras diferenças são instrumentos fortes mesmo sob não estacionariedade das variáveis. Por outro lado, ainda se impõe homogeneidade dos parâmetros, o que implica assumir que a evolução da PTF é comum entre os setores.

Eberhardt e Teal (2010) argumentam que o AMG permite um cálculo mais robusto da PTF por dois motivos. Primeiro, o estimador controla a endogeneidade causada pela dependência *cross-section* dos dados, bem como a não estacionariedade das variáveis e a heterogeneidade dos parâmetros. Assim, as elasticidades estimadas pelo AMG – e cálculos da PTF baseados nelas – seriam mais confiáveis. Além disso, os autores notam que a tendência comum estimada no primeiro estágio do AMG pode ser vista como uma *proxy* da evolução dos fatores comuns associados à PTF. Assim, tem-se uma estimativa da evolução da PTF, ditada pela dinâmica dos fatores comuns latentes.

A partir da estimação de (9), Eberhardt e Teal (2010) propõem calcular a evolução da PTF de cada setor da seguinte forma:

$$a_{i,0} = \hat{\eta}_i + \hat{\alpha}_i k_{i,0} + \hat{\beta}_i l_{i,0} + \hat{\gamma}_i r_{i,0} \quad (12)$$

$$a_{i,\tau} = a_{i,0} + \hat{\delta}_i \hat{\mu}_\tau^* + \hat{d}_i \tau \quad (13)$$

em que a é o logaritmo da PTF, $\hat{\eta}_i$ é o intercepto de cada setor, $\tau = 1, \dots, T$ é o período em questão, $\hat{\mu}_\tau^*$ é a tendência comum estimada no primeiro estágio do AMG, $\hat{\delta}_i$ é o coeficiente estimado para a tendência comum no segundo estágio e \hat{d}_i é a estimativa do parâmetro da tendência determinística incluída no segundo estágio.

O cálculo proposto difere do tradicional, descrito pela equação (11), de duas formas. Primeiro, é usada a tendência comum estimada pelo AMG para calcular a evolução da PTF. Além disso, o método proposto também difere com relação ao cálculo do nível inicial da PTF. Nesse caso, o cálculo a partir

do AMG leva em conta, além do intercepto individual, as elasticidades individuais de cada setor. Assim, é possível capturar a heterogeneidade nos níveis da PTF dos setores de forma mais completa do que a inclusão de apenas um efeito fixo individual permitiria⁷.

3.1 Estimações Adicionais

Para avaliar comparativamente a validade das hipóteses assumidas no AMG sobre o processo gerador de dados, a função de produção será estimada também por meio de outros estimadores que não assumem uma estrutura multifatorial heterogênea do erro. Serão considerados o estimador de MQO aumentado com *dummies* de tempo, efeitos fixos *two-way* (EF), que adiciona um efeito fixo individual e um efeito temporal comum na regressão, primeiras diferenças (PD), também aumentado com *dummies* de tempo, *system*-GMM de Blundell e Bond (1998) e *mean group* (MG) de Pesaran e Smith (1995).⁸

Esses estimadores assumem impacto homogêneo do fator comum entre os setores. Caso o processo verdadeiro apresente impactos heterogêneos dos fatores comuns, os estimadores não controlarão a dependência *cross-section* gerada pelos fatores mesmo com a inclusão da *dummy* de tempo, como explicado na seção 2. Além disso, MQO, EF e MG podem estar sujeitos ao problema de regressão espúria no caso de regressores não estacionários. Espera-se que apenas o estimador AMG produza resíduos sem dependência *cross-section* e estacionários.

Eberhardt e Bond (2009) comparam, por meio de uma série de simulações de Monte Carlo, os estimadores de MQO, efeitos fixos, primeiras diferenças e AMG. Os resultados indicam que os dois primeiros mostram viés quando os dados apresentam dependência *cross-section*, heterogeneidade e não estacionariedade. O estimador de primeiras diferenças, quando incluída *dummy* de tempo, não apresenta viés. O AMG é o que apresenta estimativas mais próximas dos parâmetros verdadeiros em geral, apesar do estimador de primeiras diferenças ter uma performance similar ao AMG. Finalmente, os autores apresentam evidência de que o AMG tem uma variância menor que os outros estimadores.

Para avaliar a presença de dependência *cross-section* nos resíduos de cada estimação, será aplicado o teste CD de Pesaran (2004), cuja hipótese nula é de ausência de dependência *cross-section*. O autor apresenta esse teste como uma alternativa a outros testes de correlação *cross-section*, como Breusch e Pagan (1980), que, em geral, são mais apropriados para dados em que N é fixo e $T \rightarrow \infty$. Nesse sentido, o teste CD é mais apropriado para casos em que N é grande relativamente a T , como é o caso dos dados utilizados neste trabalho. A estatística de teste é:

⁷Vale notar que a PTF calculada dessa forma depende das elasticidades estimadas apenas para o cálculo no período inicial, uma vez que sua evolução nos períodos seguintes é determinada totalmente pelo componente temporal comum estimado pelo AMG. Ou seja, a inclusão das elasticidades estimadas e dos fatores de produção afeta o nível das produtividades estimadas, mas não suas trajetórias. Privilegiamos a qualidade dos resíduos estimados, de modo que todos os insumos foram utilizadas no cálculo da PTF inicial, mesmo quando não foram estatisticamente significantes.

⁸O MG consiste em estimar regressões individuais para cada setor por MQO e obter uma estimativa da elasticidade média dos insumos por meio da média das elasticidades de cada setor.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}} \quad (14)$$

em que $\hat{\rho}_{ij}$ é o coeficiente de correlação entre os resíduos das observações.

Já para avaliar a não estacionariedade dos resíduos, será aplicado o teste CIPS de Pesaran (2007), cuja hipótese nula é que a variável tem raiz unitária.⁹ O procedimento consiste em estimar regressões ADF para cada unidade do painel, aumentadas pela média *cross-section* da variável analisada como *proxies* dos fatores comuns latentes:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + \bar{y}_{i,t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (15)$$

A estatística de teste é a média das estatísticas *t* individuais do parâmetro b_i . Assim como no teste ADF, a hipótese nula é que a variável tem raiz unitária. A especificação do teste CIPS é interessante no contexto deste trabalho por controlar a dependência *cross-section* por meio da inclusão de uma *proxy* para a combinação dos fatores comuns, o que vai ao encontro dos argumentos apresentados anteriormente em favor desse tipo de estratégia, como é o caso do AMG. Espera-se que os modelos corretamente especificados apresentem resíduos estacionários e sem dependência *cross-section*.

4 Base de Dados

Este trabalho utiliza os dados de grupos das indústrias extrativa e de transformação brasileiras entre os anos de 2003 e 2017. Foram considerados dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Da PIA, foram utilizadas as variáveis de Valor de Transformação Industrial (VTI) para a construção da variável de produto, pessoal ocupado (PO) para a variável de trabalho e as variáveis de aquisições, melhorias e baixas de ativos para a construção do estoque de Capital. Como as informações de investimento não estão disponíveis para firmas com menos de 5 pessoas ocupadas, consideramos os dados da PIA para empresas com 5 ou mais pessoas ocupadas, informação disponibilizada a um nível de agregação de 3 dígitos da Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE). Foi adotado o conceito de firma representativa da mesma forma que Garcia (2003): os valores das variáveis de cada setor foram divididos pelo número de empresas por setor, de forma que todas as análises neste trabalho dizem respeito a uma firma média de cada setor.¹⁰ As variáveis nominais da PIA foram deflacionadas utilizando o Índice de Preços por Atacado (IPA) setorial da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Como discutido por Gusso (2006), a mão de obra técnico-científica – pesquisadores, engenheiros e gestores de P&D – constitui elemento fundamental para o crescimento do estoque de conhecimento das firmas, bem como

⁹O autor mostra que esse teste é válido na presença de fatores comuns não observados.

¹⁰O uso da firma média pode produzir resultados sensíveis a *outliers*. Porém, os dados da PIA são divulgados em nível mais desagregado (4 dígitos da CNAE) apenas para as empresas com 30 ou mais funcionários, de modo que a firma média, ou mesmo mediana, para esse nível de desagregação não seria muito representativa dos setores. Dessa forma, optou-se por trabalhar com a CNAE a 3 dígitos por entender-se que as empresas incluídas nessa amostra seriam mais representativas.

para a aplicação desse conhecimento acumulado de forma produtiva. Nesse sentido, a presença de profissionais científicos nas empresas torna possível que o conhecimento produzido por cooperações com outras empresas e universidades e o conhecimento produzido externamente possam ser absorvidos internamente pelas empresas. Corroborando esse ponto, [Araújo, Cavalcante e Alves \(2009\)](#) mostram que os gastos em mão de obra especializada constituem a maior parte dos gastos em pesquisa na indústria brasileira. Dessa forma, a variável de pessoal em ocupações técnico-científicas representa uma boa aproximação do esforço inovativo das empresas. Assim, utilizamos os dados de ocupação dos trabalhadores da RAIS, classificados pela Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), para construir a variável de pessoal ocupado em pesquisa por setor, como *proxy* para o gasto em P&D. Para esses dados também foi considerado o conceito de firma média: o número de pessoas ocupadas em pesquisa foi dividido pelo total de empresas que entregou a declaração da RAIS em cada setor, agregado novamente a 3 dígitos da CNAE para compatibilização com a PIA.

Ao trabalhar com os dados da PIA, foram encontrados dois problemas. O primeiro diz respeito à classificação dos grupos industriais, que mudou a partir de 2007. Para poder utilizar os dados anteriores a 2007, foi construído um dicionário de compatibilização entre a versão antiga e a nova da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).¹¹ O segundo problema é a quantidade de *missing* nos dados. Caso a presença de *missing* esteja associada à produtividade dos setores é possível que isso gere viés na estimação. Por exemplo, se apenas setores mais produtivos apresentam informação completa, os resultados das estimações serão mais representativos desse grupo de setores do que da indústria como um todo. Uma análise da relação entre as características dos setores e a presença de *missing*, porém, indicou que não existe tal associação.¹² Assim, foram considerados apenas os setores com informação completa. Feitas estas considerações, a amostra final contém informações de 96 grupos industriais entre 2003 e 2017, totalizando 1396 observações.¹³

4.1 Construção das Variáveis

[Garcia \(2003\)](#) nota que, enquanto dados de trabalho no Brasil, em geral, são disponibilizados em termos de pessoas ocupadas, a medida mais usada para variáveis de trabalho na literatura internacional é o número de horas trabalhadas. Assim, como sugerido por esse autor, o número de pessoas ocupadas foi multiplicado por uma jornada média anual de trabalho de 2112 horas/homem. Dessa forma, a variável representativa do fator trabalho (PO-Total) foi calculada como:

$$PO - Total_{it} = \frac{PO_{it}^{PIA} \times 2112}{N_{it}^{PIA}} \quad (16)$$

em que PO_{it}^{PIA} e N_{it}^{PIA} são o pessoal ocupado e o número de empresas do setor i amostradas na PIA no período t , respectivamente.

Dados sobre inovação, incluindo gastos em P&D, são coletados no Brasil pela Pesquisa de Inovação Tecnológica (Pintec). Esta pesquisa, porém, é reali-

¹¹O dicionário de compatibilização da CNAE está disponível sob requisição.

¹²Os resultados dessa análise são apresentados em anexo.

¹³A Tabela A.1 em anexo apresenta uma descrição de todos os setores utilizados.

zada a cada três anos. Assim, a utilização da variável de dispêndio em P&D da Pintec acarretaria em uma redução considerável da amostra disponível para este trabalho. Para superar tal limitação, Araújo, Cavalcante e Alves (2009) propõem a construção da variável de pessoal em ocupações técnico-científicas (Potec) a partir das informações da RAIS, o que permite construir uma medida anual para o investimento em P&D dos setores. Os autores argumentam em favor da validade dessa variável *proxy* para o gasto em P&D em razão da alta proporção dos gastos de pessoal na composição dos gastos em P&D, sendo, portanto, um indicativo do esforço inovativo das firmas. Avaliando a correlação entre a variável de Potec e dados da Pintec de gastos em inovação, Araújo, Cavalcante e Alves (2009) encontram evidências de que a variável captura de forma satisfatória os padrões de inovação dos setores.

A construção da variável de Potec consiste na soma do número médio de pesquisadores, engenheiros, diretores e gerentes de P&D e profissionais científicos por setor, como definido pela Classificação Brasileira de Ocupações (CBO).¹⁴ Finalmente, o número de pessoas incluídas no Potec por setor também foi multiplicado por uma jornada média anual de trabalho de 2112 horas/homem. Assim, a construção da variável pode ser descrita como:

$$Potec_{it} = \frac{R_{it} \times 2112}{N_{it}^{RAIS}} \quad (17)$$

em que R_{it} é o número de pesquisadores, engenheiros, diretores e gerentes de P&D e profissionais científicos e N_{it}^{RAIS} é o número de empresas do setor i no período t que declararam a RAIS.¹⁵

Da mesma forma que foi feito por Araújo, Cavalcante e Alves (2009), foi realizada uma comparação entre a variável de Potec e os dados da Pintec sobre gastos em inovação para os anos em que a pesquisa está disponível. A Tabela A.8 em anexo aponta para uma alta correlação do Potec com gastos em P&D. No caso do gasto total, por exemplo, a correlação foi de 0,84 levando em conta apenas a indústria de transformação e 0,68 para a amostra completa.¹⁶ Além disso, a Figura 1 indica que o Potec adere bem à divisão dos setores com base na intensidade tecnológica, proposta pela OCDE e adaptada para a CNAE por Cavalcante (2014).¹⁷ A média do Potec em logaritmo foi de 8,64 para os setores de alta intensidade, 8,15 para os de média-alta, 7,28 para os de média-baixa e 6,6 para os de baixa, sendo que todas essas médias apresentaram diferenças estatisticamente significantes entre si. Esses resultados apontam para a qualidade do Potec como *proxy* do gasto em P&D.

A fim de evitar dupla contagem nas séries para o fator trabalho ($PO - Total_{it}$), a variável utilizada nos resultados principais desta pesquisa foi construída subtraindo o Potec das séries de pessoal total. Assim, a variável utilizada para o fator trabalho representa pessoal ocupado que não desempenha ocupações técnico-científicas, denotada por $NPotec$.

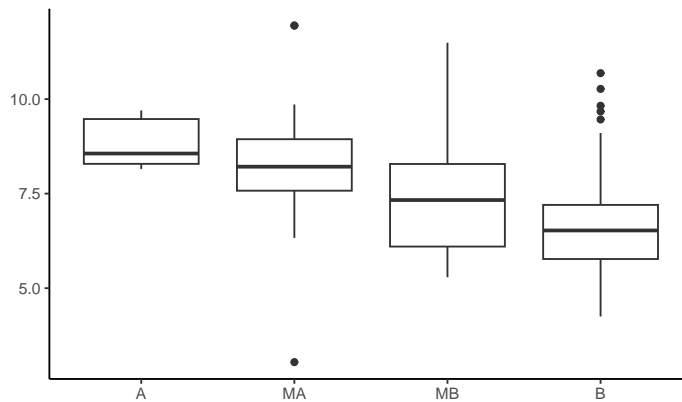
Para a série de capital, foi utilizado o método do inventário perpétuo, em que o estoque de capital em dado período é a soma do investimento corrente

¹⁴Uma descrição das categorias contempladas pelo Potec, identificadas pela CBO, é apresentada em anexo.

¹⁵É importante ressaltar que este cálculo não considera funcionários que trabalham em tempo parcial nas atividades de P&D, o que pode levar a um erro de aproximação.

¹⁶Tal diferenciação foi considerada porque os dados da indústria extrativa só são divulgados de forma agregada na Pintec, sem distinção de setor.

¹⁷Alta (A), Média-Alta (MA), Média-Baixa (MB), Baixa (B).

Figura 1: Potec por Intensidade Tecnológica da OCDE

com o estoque de capital do período anterior, descontada uma taxa de depreciação. O investimento foi calculado como o somatório da média de aquisições e melhorias de ativos, subtraído da média das baixas. A taxa de depreciação utilizada, seguindo Garcia (2003), foi de 5%. Como sugerido por esse autor, o cálculo do estoque inicial de capital foi feito da seguinte forma: com base no coeficiente do trabalho na distribuição funcional da renda, $\alpha_i^l = W_{i0}/Y_{i0}$, em que W_{i0} é o total de salários do setor i no período inicial – no caso deste trabalho, o ano de 1996¹⁸ –, e no coeficiente do capital na distribuição funcional da renda, $\alpha_i^k = 1 - \alpha_i^l$, o estoque inicial de capital é calculado como:

$$K_{i0} = \frac{(Y_{i0})^{\frac{1}{\alpha_i^k}}}{(W_{i0})^{\frac{1}{\alpha_i^l}}} \quad (18)$$

Por fim, para a série de produto, foi utilizada a variável de Valor de Transformação Industrial (VTI) da PIA. Essa variável é calculada pela diferença entre o valor bruto da produção industrial e o custo das operações industriais. Assim, o VTI pode ser visto como uma medida de valor adicionado.

4.2 Análise Descritiva

A fim de avaliar a pertinência das hipóteses feitas neste trabalho sobre a presença de dependência *cross-section* e raiz unitária nas variáveis, esta seção apresenta uma análise descritiva dos dados utilizados. A Tabela 1 contém estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. A decomposição da variância entre seu componente temporal (*within*) e setorial (*between*) mostra que a maior parte da variação nos dados vem de diferenças de nível entre os setores, enquanto se observa pouca variação em torno de suas tendências.¹⁹ Isso sugere uma heterogeneidade nas funções de produção dos setores.

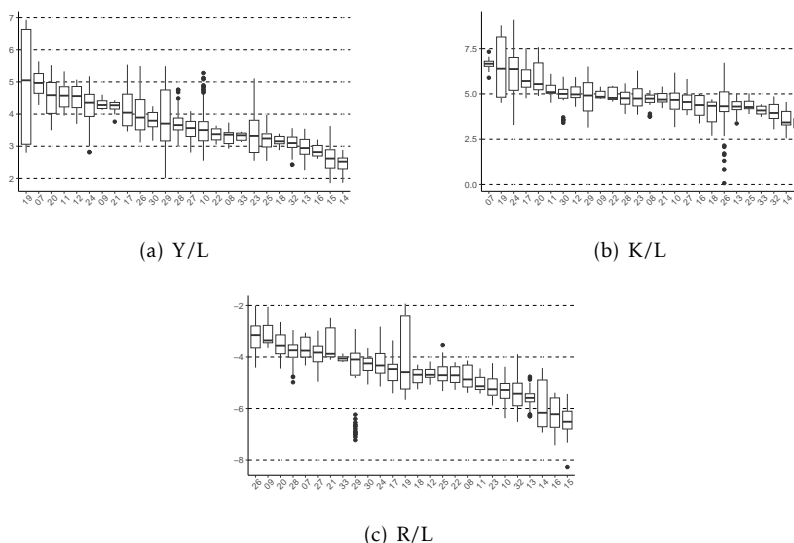
¹⁸Assim, como as estimações utilizam os dados a partir de 2003, o efeito do cálculo do estoque inicial de capital é pequeno.

¹⁹Componente *within* calculado como $x_{it} - \bar{x}_i$ e componente *between* calculado como $\bar{x}_i - \bar{x}$, em que \bar{x}_i é a média da variável x por setor e \bar{x} é sua média global.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

| | Média | Var (Within) | Var (Between) |
|----------------|-------------|--------------|---------------|
| VTI (R\$) | 47 528 566 | 20% | 80% |
| NPotec (Horas) | 380 592 416 | 21% | 79% |
| Capital (R\$) | 172 838 728 | 7% | 93% |
| Potec (Horas) | 7 164 389 | 22% | 78% |

Fonte: Elaborado própria.

Figura 2: Produto e Insumos por Hora de Trabalho

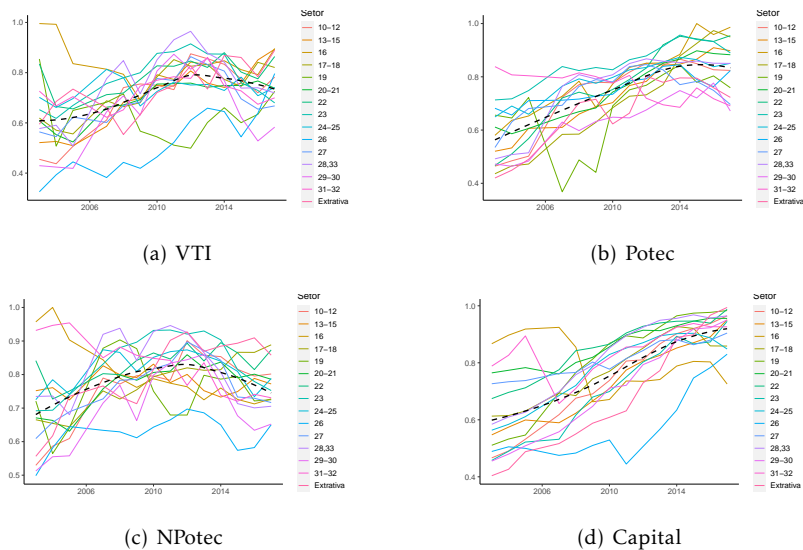
A Figura 2 mostra a comparação entre setores – agregados nos dois primeiros dígitos da CNAE para facilitar a visualização – do logaritmo da razão do produto, capital e Potec por hora trabalhada (Y/L , K/L e R/L , respectivamente). É possível notar que os setores com maior produtividade do trabalho não são necessariamente aqueles com maior capital ou P&D por trabalhador. Por exemplo, o setor 07 (Extração de Minerais Metálicos) apresenta níveis maiores de capital e Potec por trabalhador que o setor 19 (Fabricação de Coque, de Produtos Derivados do Petróleo e de Biocombustíveis). Nesse caso, sob homogeneidade das elasticidades e da PTF, espera-se que o setor 07 também apresentasse maior produto por trabalhador, o que não acontece.²⁰ Isto pode ser visto como indício da heterogeneidade das elasticidades ou da PTF.²¹

A Figura 3 apresenta a evolução das variáveis por setor. A fim de facilitar a visualização, os setores foram agrupados por proximidade com base em sua divisão da CNAE. Por exemplo, setores 13 a 15 da CNAE representam a fabricação de diversos produtos têxteis, setores 17 a 18 representam a fabrica-

²⁰A mesma comparação pode ser feita entre os setores 14 e 15 ou 23 e 10, por exemplo.

²¹Para ilustrar esse ponto, considere por simplicidade a função de produção com capital, trabalho e P&D e retornos constantes de escala. Nesse caso, tem-se $y_{it} = a + \alpha k_{it} + \gamma r_{it}$, em que $y_{it} = \log(Y/L)_{it}$, $k_{it} = \log(K/L)_{it}$, $r_{it} = \log(R/L)_{it}$ e $a = \log(A)$ é o logaritmo da PTF. Assim, setores com maiores valores de k_{it} e r_{it} deveriam ter valores maiores também de y_{it} .

Figura 3: Evolução Média das Variáveis por Setor



ção de papel e derivados e impressão, etc.²² As médias anuais de cada grupo são reportadas. Além disso, as séries são apresentadas como proporção do valor máximo da série, o que evita distorções na escala do gráfico.²³ A linha preta tracejada no gráfico representa uma aproximação local dessa tendência enquanto a faixa cinza é o intervalo de confiança, construído a um nível de significância de 95%.

Analisando a Figura 3(a), é possível observar uma tendência temporal comum às séries do produto de crescimento até 2012, e relativa estagnação desde então. Os únicos setores que desviam desse padrão são 16 (Fabricação de Produtos de Madeira), 19 (Fabricação de Coque, de Produtos Derivados do Petróleo e de Biocombustíveis) e 26 (Fabricação de Equipamentos de Informática, Produtos Eletrônicos e Ópticos). A Figura 3(b) indica também um padrão temporal comum para o P&D, porém diferente da tendência observada nas séries de produto. As séries de P&D apresentam tendência de crescimento constante até 2014, com certa desaceleração no crescimento a partir desse ano, além de variarem menos em torno da evolução média. Novamente, o setor 19 desvia em alguns anos dessa tendência. A divergência nas tendências temporais comuns do produto e do P&D indica haver pouca correlação entre o comportamento das duas séries. Assim, é esperado que o esforço inovativo dos setores tenha pouca influência sobre sua produção. Além disso, a presença de uma evolução comum entre os setores para cada variável pode ser vista como indício da influência de fatores comuns não observados nas séries individuais para cada variável.

As Figuras 3(c) e 3(d) apresentam a evolução média das séries de trabalho e capital respectivamente. Conforme esperado, o estoque de trabalho responde mais à variação cíclica do produto, enquanto que o estoque de capital apresenta evolução mais constante, com tendência à desaceleração ao final da

²²Grupos construídos com base em Eberhardt, Helmers e Strauss (2013).

²³Para cada setor, tem-se $y_t^* = y_t / \max(y_t)$; são reportadas as médias de y_t^* entre os grupos de setores.

Tabela 2: Testes Preliminares

| | CD | CIPS | |
|---------|----------|---------------|---------------|
| | | Sem Tendência | Com Tendência |
| VTI | 38,13*** | -1,86 | -2,6* |
| Capital | 89,21*** | -1,92 | -1,77 |
| Potec | 63,09*** | -1,4 | -1,67 |
| NPotec | 27,5*** | -1,71 | -2,4 |

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaboração própria.

amostra, demonstrando a redução de investimentos com a fase recessiva do ciclo econômico.

Por fim, foram aplicados os testes CIPS e CD, descritos na seção 3, sobre as variáveis construídas. A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes. Na primeira coluna, estão as estatísticas do teste CD. A segunda coluna traz os resultados do teste CIPS sem tendência enquanto a terceira coluna traz os resultados do teste incluindo tendência. Os resultados do teste CIPS com 0 e 1 defasagem são basicamente os mesmos. Assim, são reportados apenas os resultados do teste com 1 defasagem.

A hipótese de independência *cross-section* é rejeitada para todas as variáveis. Já a hipótese de raiz unitária não é rejeitada em todos os casos exceto para o VTI quando é incluída tendência no teste. Os testes indicam que não estacionariedade e dependência *cross-section* são características presentes nos dados. Assim, justifica-se a estimação da função de produção com um modelo que leve em conta tais características, como o proposto na seção 2.

5 Resultados

5.1 Estimação Sem P&D

Conforme mencionado na seção 3, além do estimador AMG, a função de produção foi estimada com os estimadores de MQO, Efeitos Fixos, primeiras diferenças, *system*-GMM e MG. Serão reportados primeiramente os resultados das estimações da função de produção convencional, ou seja, com o pessoal total e sem o Potec. Em outras palavras, assume-se nessa primeira estimação que a elasticidade do trabalho é a mesma para pessoal ocupado em pesquisa (Potec) e em outras atividades (NPotec). Assim, é possível avaliar a importância de diferenciar os dois tipos de mão de obra por meio da qualidade dessa especificação. A Tabela 3 apresenta os resultados dessa primeira estimação.²⁴ Como forma complementar de avaliação, são reportados também a estatística de teste de retornos constantes de escala (CRS)²⁵, a raiz do erro quadrático médio (RMSE) e o critério de informação de Akaike (AIC) para cada estimador.

As estimativas da elasticidade do trabalho apresentaram uma média de 1,043. Em geral, os valores obtidos foram próximos entre os estimadores.

²⁴Para o *system*-GMM, são apresentados os coeficientes de longo prazo. Além disso, o teste Com-fac, proposto por Blundell e Bond (2000), indica que a representação assumida pelo *system*-GMM é válida. Assim, são reportados os coeficientes restritos.

²⁵Teste F da hipótese $\beta_k + \beta_L = 1$, em que β_l é o coeficiente do trabalho e β_K , o do capital.

Tabela 3: Estimação com Pessoal Total

| | MQO | EF | PD | Sys-GMM | MG | AMG |
|---------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|---------------------|
| Capital | 0,436 (5,42)*** | 0,16 (2,73)*** | 0,048 (2,07)** | 0,188 (2,49)** | 0,172 (2,44)** | 0,179 (2,72)*** |
| Pessoal | 0,834 (6,38)*** | 0,983 (19,29)*** | 1,048 (29,28)*** | 1,198 (8,95)*** | 1,1 (26,37)*** | 1,095 (24,96)*** |
| Obs | 1396 | 1396 | 1300 | 1300 | 1396 | 1311 |
| CRS | 18,23*** | 11,81*** | 7,67*** | 5,19** | 11,05*** | 12,06*** |
| CD | -1,73* | -2,29** | -1,78* | -1,72* | 5,35*** | -2,14** |
| CIPS | -2,04 | -1,87 | -2,98*** | -3,35*** | -3,09** | -3,18*** |
| RMSE | 0,46 | 0,19 | 0,14 | 0,15 | 0,1 | 0,08 |
| AIC | 1848,91 | -712,66 | -1227,19 | -1166,21 | -2312,55 | -2710,11 |

Fonte: Elaboração própria.

As exceções foram MQO, em torno de 1,6 desvios-padrão abaixo da média, e *system*-GMM, cerca de 1 desvio-padrão acima. Os valores da elasticidade do capital variaram entre 0,048 e 0,436, com média de 0,197. Novamente, a estimativa de MQO foi a que mais se distanciou das outras, estando cerca de 1,87 desvios-padrão acima da média. Em menor escala, o coeficiente de primeiras diferenças também se distanciou do restante, estando cerca de 1,16 desvios-padrão abaixo da média.

Analisando os coeficientes obtidos, o MQO parece produzir o resultado de maior divergência, com uma elasticidade do capital muito acima da média das estimativas e a do trabalho abaixo da média. Portanto, ao se controlar para efeitos fixos na estimação é verificada uma tendência para a redução do coeficiente associado à variável de capital e aumento no coeficiente associado à variável de trabalho.

Já *system*-GMM, MG e AMG produzem estimativas bem próximas da média para a elasticidade do capital. Quando são avaliados comparativamente os estimadores MG e AMG percebe-se que os coeficientes estimados são todos próximos entre si. Ou seja, a estimação com efeitos comuns homogêneos ou heterogêneos, dada a hipótese de heterogeneidade das elasticidades, não afeta muito o resultado. No entanto, com relação às estimativas produzidas pelo estimador Sys-GMM, os coeficientes estimados pelo AMG são um pouco inferiores para as duas variáveis explicativas. Finalmente, os resultados de todos os estimadores indicam a presença de retornos crescentes de escala. Com relação aos testes sobre os resíduos, apenas MQO e EF não produzem resíduos estacionários, indicando que os resultados desses estimadores possivelmente são espúrios. Além disso, para essa especificação sem a variável de P&D, nenhum dos estimadores foi capaz de eliminar a dependência *cross-section* dos resíduos.

5.2 Estimação com P&D

Tendo em vista o comportamento dos estimadores sem a inclusão da variável de P&D, procede-se agora com a estimação da elasticidade de P&D. A Tabela 4 apresenta os resultados das estimações da função de produção incluindo a variável Potec e substituindo a variável de Pessoal por NPotec.

Após a inclusão do Potec, observa-se que o AIC de todos os estimadores caiu, indicando que essa variável aumenta o poder explicativo de todos os modelos, mesmo nos casos em que seu coeficiente não foi estatisticamente

Tabela 4: Estimação com Potec

| | MQO | EF | PD | Sys-GMM | MG | AMG |
|---------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Capital | 0,337 (5,56)*** | 0,16 (2,66)*** | 0,047 (2,02)** | 0,159 (1,94)* | 0,117 (1,50) | 0,162 (2,12)** |
| NPotec | 0,646 (6,73)*** | 0,967 (16,87)*** | 1,022 (26,46)*** | 0,856 (6,44)*** | 1,089 (22,09)*** | 1,069 (22,20)*** |
| Potec | 0,267 (6,25)*** | 0,015 (0,32) | 0,035 (1,35) | 0,255 (4,7)*** | 0,029 (0,75) | 0,014 (0,40) |
| Obs | 1396 | 1396 | 1300 | 1300 | 1396 | 1311 |
| CRS | 25,28*** | 12,6*** | 7,97*** | 2,25 | 5,55** | 6,42** |
| CD | -2,08** | -2,29** | -1,76* | -2,25** | 6,11*** | -1,52 |
| CIPS | -2,03 | -1,74 | -3,13*** | -3,35*** | -2,92** | -2,93** |
| RMSE | 0,4 | 0,19 | 0,14 | 0,14 | 0,09 | 0,08 |
| AIC | 1441,56 | -716,7 | -1228,04 | -1201,42 | -2580,6 | -2855,58 |

Fonte: Elaboração própria.

significante. Isso aponta para a importância de incluir a variável de P&D na estimativa da função de produção setorial.

Com relação aos coeficientes estimados, a média das estimativas da elasticidade do trabalho caiu para 0,94. Novamente, os valores obtidos pelos estimadores foram próximos, com exceção do MQO, cuja estimativa está cerca de 1,76 desvios-padrão abaixo da média. Vale notar a maior variabilidade nos coeficientes do trabalho entre os estimadores após a inclusão do Potec. As estimativas da elasticidade do capital também caíram. Os novos valores variaram entre 0,047 e 0,337, com média de 0,163. A estimativa de MQO continua sendo a que mais se distancia das outras, estando cerca de 1,8 desvios-padrão acima da média.

Quando são comparados os dois estimadores que admitem heterogeneidade dos coeficientes por grupo setorial (MG e AMG), percebe-se que a maior diferença nas estimativas se deve ao coeficiente associado à variável de Capital produzida pelo estimador MG, que é menor e deixa de ser estatisticamente significativa. Ou seja, essa diferença deve-se basicamente ao controle por efeitos comuns homogêneos ou heterogêneos.

Vale notar que com a nova especificação o modelo estimado por *system-GMM* passa apresentar uma diferença maior em relação ao AMG. A estimativa produzida pelo modelo Sys-GMM apresenta um coeficiente para NPotec igual a 0,856, em oposição a 1,069 para o modelo AMG, e 0,255 para o coeficiente associado a Potec, em oposição a 0,014 para o modelo AMG. Ou seja, a estimativa produzida pelo modelo Sys-GMM indica uma alta elasticidade para o P&D, sendo próxima somente à produzida pelo estimador MQO.

O restante das estimativas para a elasticidade de P&D encontram-se abaixo dos valores reportados por [Cavalcante, Jacinto e Negri \(2015\)](#), entre 0,06 e 0,1, e [Zucoloto et al. \(2017\)](#) com estimativa consistente de 0,06. Para os estimadores EF, PD, MG e AMG não foram obtidas estimativas estatisticamente significantes em um nível de significância de 5%, sendo os menores coeficientes obtidos pelos estimadores EF (0,015) e AMG (0,014).

Com exceção do AMG, os resultados sobre as propriedades dos resíduos são os mesmos. Os resíduos do AMG, além de estacionários como antes, não apresentaram dependência *cross-section*. Comparando com a estimativa produzida pelo mesmo estimador sem a inclusão da variável de P&D é possível afirmar que a correção desse problema se deveu à modificação na especificação do modelo. Por fim, o AMG foi o estimador que apresentou menor RMSE e AIC

entre todos os modelos, nas regressões com e sem o Potec, indicando melhor ajuste aos dados e maior poder explicativo. A análise dos resíduos corrobora o argumento feito neste trabalho de que o AMG é o estimador mais adequado estatisticamente dentre os analisados para estimar a função de produção.

O conjunto de resultados aqui apresentados indicam que estimativas de elasticidade estatisticamente significante do P&D podem ser consequência de problemas de especificação na função de produção. Questões relacionadas à dependência *cross-section* e não estacionariedade das variáveis em painel devem ser consideradas. Resultado semelhante foi obtido por Eberhardt, Helmers e Strauss (2013), que estimam a elasticidade do P&D com o estimador CCE. Os autores argumentam que esse resultado evidencia a dificuldade de separar os retornos individuais de P&D do efeito de transbordamentos de conhecimento. Eles notam também que a melhor performance do modelo de fatores comuns latentes indica que o conhecimento externo pode não ser a única fonte de endogeneidade nos dados, uma vez que, nessa abordagem, não se fazem hipóteses sobre o que está presente nesses fatores.²⁶

Os resultados acima também sugerem que políticas de inovação estritamente setoriais podem não ser tão eficientes quanto se espera. Particularmente, o fato de que boa parte dos retornos de P&D vem de um componente comum entre setores indica que o transbordamento é um fator importante para explicar a relação entre pesquisa e produtividade. Assim, políticas que busquem facilitar a disseminação do conhecimento pela indústria e a interação entre setores devem produzir melhores resultados.

5.3 Análise da PTF

Eberhardt e Teal (2010) propõem o cálculo da PTF utilizando as estimativas fornecidas pelo estimador AMG conforme expresso pelas equações (12) e (13). Esse procedimento foi realizado para obter a evolução da PTF de cada grupo industrial na amostra.²⁷ Como a PTF depende das elasticidades e dos coeficientes associados ao componente dinâmico comum estimados pelo AMG, é possível avaliar a qualidade dessas estimativas a partir da análise da PTF calculada.

A Figura 4 apresenta a evolução da PTF por grupos de setores, da mesma forma que a Figura 3. A comparação com as séries de produto e P&D mostra que a evolução da PTF tem um comportamento mais próximo à média da evolução do produto que à da evolução dos gastos em P&D. Ou seja, o declínio da produtividade tende a ocorrer após 2013 para a maior parte dos grupos industriais. Por outro lado, as séries da PTF seguem uma evolução mais suavizada que a do produto, apresentando um crescimento menos pronunciado e menor variação em torno da média. Esse comportamento da PTF estimada sugere que os componentes de transbordamentos de conhecimento e outros choques comuns são mais relevantes do que o gasto em P&D privado de cada grupo industrial para explicar a evolução na produtividade dos grupos industriais.

²⁶A mesma comparação entre os estimadores, com e sem Potec, foi feita considerando apenas dados a partir de 2007 para garantir que os resultados reportados não refletem problemas na compatibilização da CNAE 1.0 (2003 a 2007) com a CNAE 2.0. Novamente, estimadores que produzem uma estimativa estatisticamente significante para o Potec não controlam a dependência *cross-section*, sendo a única exceção o PD. Os resultados estão disponíveis sob requisição.

²⁷Foram considerados os resultados produzidos pelo AMG com a inclusão do Potec, uma vez que este foi o melhor modelo tanto pelo critério do RMSE quanto pelo AIC.

Figura 4: Evolução média da PTF por Setor

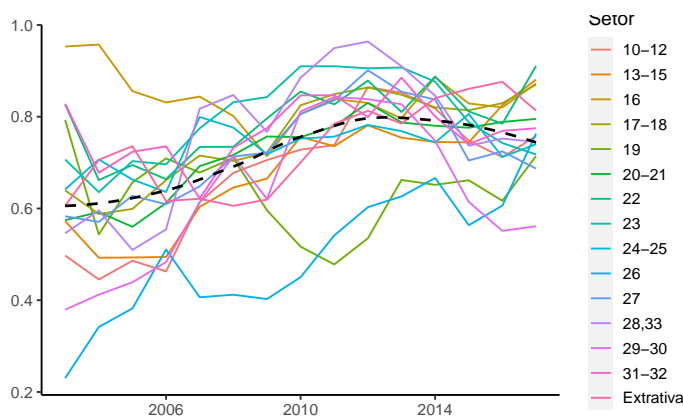


Tabela 5: Estatísticas Descritivas da PTF

| Média | Variância | Var (Within) | Var (Between) |
|-------|-----------|--------------|---------------|
| 8,71 | 3,15 | 0,15 | 3 |

A Tabela 5 apresenta a média e variância da PTF, além do componente temporal (*within*) e setorial (*between*) da variância. É possível notar que a maior parte da variância da PTF – cerca de 95% – vem da variância entre setores e não do componente temporal. Isso confirma o padrão observado na Figura 4 de que as séries dos setores variam pouco em torno da tendência comum, mas que há bastante variação de nível entre os setores. Além disso, esse padrão de composição da variância se observa para todas as variáveis. Isto é, para o VTI e os fatores de produção a maior parte da variância também vem da variância entre setores e não da variação temporal. Essa análise evidencia a heterogeneidade da PTF entre os setores, como discutido ao longo deste trabalho.

Partindo dos modelos mais tradicionais da literatura de inovação e produtividade, Nelson (1988) mostra que é possível que exista uma correlação entre P&D e PTF, mesmo que não haja um impacto direto da pesquisa na produção, como os resultados da seção anterior sugerem. Segundo o autor, a explicação para isso se baseia na ideia de oportunidade tecnológica. Em setores cuja produção depende de tecnologias de ponta, as firmas precisam investir mais em pesquisa para reposição do estoque de conhecimento, que se deprecia muito rápido. Por outro lado, o acesso a tecnologias melhores e constantemente atualizadas faz com que esses setores possam ser mais produtivos do que outros que dependam menos da tecnologia. Assim, é de se esperar que setores que investem mais em pesquisa tenham maior produtividade, mesmo que não se observe uma causalidade direta entre essas variáveis. Corroborando essa previsão, Hall, Mairesse e Mohnen (2010) notam que é comum na literatura encontrar uma correlação *cross-section* positiva entre intensidade tecnológica e a produtividade.

Porém, Nelson (1988) nota que diferenças setoriais no grau de apropriabilidade do conhecimento podem tornar essa correlação menos clara. Isso

porque firmas inovadoras podem investir mais do que o ideal em pesquisa para se proteger de firmas imitadoras, enquanto as firmas imitadoras podem obter ganhos de produtividade por meio do conhecimento assimilado, mesmo que invistam pouco em pesquisa. Esses fatores podem fazer com que a correlação entre pesquisa e produtividade, gerada pela oportunidade tecnológica, seja menos perceptível nos dados.

Com base nessas considerações, as estimativas da PTF foram agregadas em setores segundo sua intensidade tecnológica, sendo investigada a relação entre produtividade e intensidade tecnológica. Para isso foram estimadas regressões da PTF – em nível e taxa de crescimento respectivamente – contra variáveis de *dummies* de intensidade tecnológica:

$$PTF_{it} = \delta_A \times IT_{Alta} + \delta_{MB} \times IT_{Média-Alta} + \delta_{MB} \times IT_{Média-Baixa} + \delta_B \times IT_{Baixa} + \epsilon_{it} \quad (19)$$

$$\Delta PTF_{it} = \gamma_A \times IT_{Alta} + \gamma_{MB} \times IT_{Média-Alta} + \gamma_{MB} \times IT_{Média-Baixa} + \gamma_B \times IT_{Baixa} + \epsilon_{it} \quad (20)$$

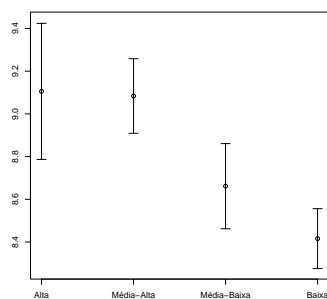
em que o coeficiente δ_j captura a média de PTF_{it} para setores do grupo j e de modo similar o coeficiente γ_j captura a média de ΔPTF_{it} para setores do grupo j . A Figura 5 apresenta os resultados dessa análise.²⁸

As Figuras 5(a) e 5(b) apresentam respectivamente, os coeficientes estimados e seus intervalos de confiança de 95%, e as trajetórias das PTFs em nível por intensidade tecnológica. Inicialmente é possível notar que não há diferença estatisticamente significativa entre os setores de alta e média-alta intensidade tecnológica. Essa observação é confirmada pela semelhança na evolução da PTF para essas duas categorias de setores que, no entanto, apresentam os maiores níveis de produtividade da indústria.

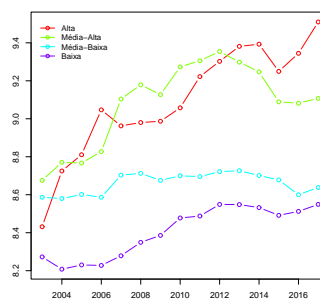
Por outro lado, nota-se uma diferença significativa entre os níveis de produtividade dos setores de média-baixa e baixa intensidade tecnológica, conforme pode ser visto nas Figuras 5(a) e 5(b), apesar de ainda haver uma pequena interseção entre os intervalos de confiança. Também nota-se que a evolução das PTFs desses dois grupos de setores foi distinta entre 2003 e 2017. Enquanto os setores de média-baixa apresentaram um comportamento de estagnação para a produtividade, os setores de baixa intensidade tecnológica apresentaram um aumento do nível, principalmente, entre os anos de 2007 e 2012.

Quanto ao crescimento da PTF, a Figura 5(c) demonstra uma grande dispersão nas taxas de variação para os setores de alta intensidade tecnológica, ainda que com um nível médio mais elevado que os setores de média-alta intensidade. A figura indica também que os setores de alta intensidade tecnológica apresentam maior crescimento que os demais (0,08 % a.a.), mas que entre os setores de média-alta e baixa intensidade tecnológica não há diferença significativa no crescimento (0,03 % a.a.). A observação das trajetórias de variação na Figura 5(d) permite notar que as taxas de crescimento da PTF

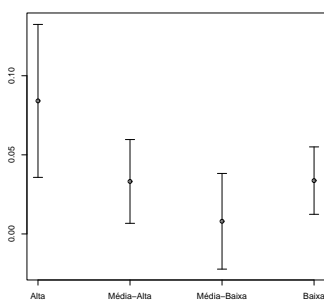
²⁸Os coeficientes das regressões e os respectivos erros-padrão são apresentados em anexo.

Figura 5: Evolução da PTF por Grau de Intensidade Tecnológica

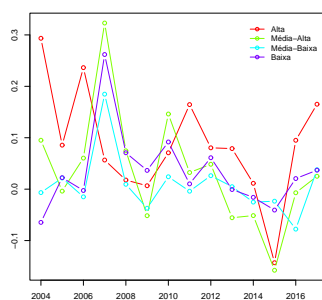
(a) PTF Média por Setor



(b) Evolução da PTF por Setor



(c) Crescimento Médio da PTF por Setor



(d) Variação Anual da PTF por Setor

diferem entre os setores classificados segundo a intensidade tecnológica principalmente em momentos pontuais.

Em primeiro lugar, observa-se que os setores de alta intensidade tecnológica apresentaram uma variação da PTF menos sensível ao ciclo econômico presente no início da amostra, enquanto foram extremamente sensíveis ao ciclo recessivo iniciado em 2014, com uma recuperação forte a partir de então. Já os demais setores industriais apresentaram um forte crescimento associado ao pico de crescimento econômico no ano de 2007. Por outro lado, os setores de média-baixa e baixa intensidade tecnológica não tiveram uma variação pronunciada da produtividade durante o ciclo recessivo de 2014. Somente os setores de média-alta intensidade tecnológica acompanharam o declínio observado para os setores de alta intensidade tecnológica.

De um modo geral, os resultados apresentados na Figura 5 sugerem uma correlação positiva entre produtividade e intensidade tecnológica. No entanto, a diferenciação por meio de intensidades tecnológicas permite observar que a pequena diferença entre os níveis de investimento em P&D entre os setores de alta e média alta intensidade tecnológica se reflete em níveis ou taxas de crescimento de produtividade não muito diferentes. A maior percepção de diferença de comportamento da PTF vem dos setores de média-baixa intensidade tecnológica, que explicam grande parte do comportamento estagnado

da produtividade da indústria no período.

Levando em conta o argumento de Nelson (1988), esse conjunto de evidências também sugere que a apropriabilidade – e, conseqüentemente, o transbordamento – do conhecimento é uma característica presente na indústria brasileira. Adicionalmente, outros fatores responsáveis por externalidades estão bastante presentes na composição dos efeitos comuns correlacionados que são determinantes na explicação da evolução da PTF na indústria brasileira. Isto corrobora a ideia de Nelson (1988) de que a correlação positiva observada entre pesquisa e produtividade não decorre de uma relação causal entre essas variáveis, mas sim do fato de que tanto o investimento ótimo em P&D quanto a produtividade são afetados por fatores comuns.

6 Conclusão

Este trabalho contribui à literatura econômica brasileira com a estimação da elasticidade produto para o P&D no Brasil considerando um modelo de fatores comuns não observados para a função de produção. Para isso, foi aplicado o estimador AMG de Eberhardt e Bond (2009). Essas estimativas também permitiram o cálculo da PTF para os grupos industriais seguindo a proposição de Eberhardt e Teal (2010) para sua estimação.

Ainda que os estimadores para efeitos comuns correlacionados, com dados agregados, guardem relação com estimadores para função de produção que controlam para choques não observados de produtividade, em nível de microdados, não é possível assegurar plenamente que não exista viés nas estimativas para os parâmetros da função de produção. Ainda assim, duas observações ficaram claras nesta pesquisa, cujos dados estão em nível de grupo industrial. A primeira é que a especificação da função de produção desconsiderando a variável de P&D na função de produção implica em erro de especificação do modelo. A segunda observação foi de que a desconsideração de efeitos comuns correlacionados também pode produzir inconsistência nas estimativas dos coeficientes da função de produção. Considerando as estimativas dos coeficientes da função de produção e a qualidade dos resíduos, observou-se que a combinação de heterogeneidade dos parâmetros com a presença de efeitos comuns correlacionados foi a especificação que produziu os resultados estatisticamente mais adequados, a despeito de se lidar com dados agregados por grupo industrial e se enfrentar diversos problemas de compatibilização de dados entre diferentes amostras e pesquisas e a dimensão temporal relativamente restrita da amostra.

A elasticidade de P&D produzida pelo estimador AMG, de 0,014, não foi estatisticamente significativa. Comparado aos demais estimadores utilizados na pesquisa, esse foi o menor coeficiente obtido, embora alguns estimadores também tenham apresentado estimativas não significantes estatisticamente. Esse é um indicativo de que a presença de fatores comuns na estimação pode induzir um viés positivo na estimativa da elasticidade. Isso aponta para a dificuldade de se separar o efeito individual do P&D do impacto de transbordamentos de conhecimento e demais efeitos comuns correlacionados. Nesse sentido, este trabalho corrobora a evidência fornecida por Eberhardt, Helmers e Strauss (2013) sobre a relação entre retornos de P&D e transbordamento de conhecimento.

A PTF dos grupos industriais foi calculada a partir das estimativas da fun-

ção de produção obtidas pelo estimador AMG. Foi possível observar uma clara correlação positiva da intensidade tecnológica dos setores com o nível médio da PTF, mas não tanto com seu crescimento. A informação em nível sugere a importância do componente de transbordamento de conhecimento. Porém, além desse componente, a PTF também apresenta comportamento pró-cíclico. Esse comportamento não é homogêneo entre todas as categorias de setores segundo intensidades tecnológicas, indicando que os setores de mais alta intensidade tendem a responder mais fortemente às variações cíclicas do produto.

Em termos de formulação de políticas públicas as evidências produzidas são úteis para se discutir a efetividade de políticas industriais estritamente setoriais. Os resultados aqui apresentados destacam a importância de externalidades que extrapolam os impactos esperados em nível setorial de políticas de estímulos a gastos em P&D. Isto tem implicação direta sobre a mensuração da efetividade das políticas setoriais de inovação tecnológica e a importância de políticas horizontais que estimulem a atividade produtiva e os incrementos de produtividade. Uma segunda observação é a de que é usual observar um componente pró-cíclico nos gastos em inovação por meio das informações públicas.²⁹ Foram observadas evidências de heterogeneidade no comportamento ao longo do ciclo econômico da produtividade dos grupos setoriais segundo sua intensidade tecnológica. Essas diferenças auxiliam na compreensão da relação entre gastos em inovação e a evolução da produtividade dos setores, inclusive, na sua relação com o ciclo econômico. Levar em conta tais diferenças permite melhor compreender a dinâmica da produtividade da indústria em nível intersetorial, o que, por sua vez, auxilia no desenho de políticas de crescimento econômico mais efetivas.

Referências

- AGHION, Philippe; HOWITT, Peter. *A model of growth through creative destruction*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1990.
- ALVES, Patrick; SILVA, Alexandre Messa. *Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2008. (Texto para Discussão n.1325).
- ARAÚJO, Bruno César; CAVALCANTE, Luiz Ricardo; ALVES, Patrick. Variáveis proxy para os gastos empresariais em inovação com base no pessoal ocupado técnico-científico disponível na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). *Radar: Tecnologia, Produção e Comércio Exterior*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2009.
- ARROW, Kenneth. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention. In: NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1962. p. 609–626.

²⁹Ver PINTEC-IBGE em suas várias edições (<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/multidominio/ciencia-tecnologia-e-inovacao/9141-pesquisa-de-inovacao.html>).

- BAI, Jushan. Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, v. 77, n. 4, p. 1229–1279, 2009.
- BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric Reviews*, v. 19, n. 3, p. 321–340, 2000.
- BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.
- BREUSCH, Trevor S.; PAGAN, Adrian R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, v. 47, n. 1, p. 239–253, 1980.
- CAVALCANTE, Luiz Ricardo. *Classificações tecnológicas: uma sistematização*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2014. (Nota Técnica Diset, n. 17).
- CAVALCANTE, Luiz Ricardo; JACINTO, Paulo de Andrade; NEGRI, Fernanda de. P&D, Inovação e produtividade na indústria brasileira. *Produtividade no Brasil*, p. 43, 2015.
- CHUDIK, Alexander; PESARAN, M. Hashem. *Large panel data models with cross-sectional dependence: a survey*. Dallas, TX: Federal Reserve Bank of Dallas, 2013. (Working Paper No. 153).
- CHUDIK, Alexander; PESARAN, M. Hashem; TOSETTI, Elisa. *Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels*. UK: Oxford University Press Oxford, 2011.
- COAKLEY, Jerry; FUERTES, Ana-Maria; SMITH, Ron. Unobserved heterogeneity in panel time series models. *Computational Statistics & Data Analysis*, v. 50, n. 9, p. 2361–2380, 2006.
- COHEN, Wesley M; LEVINTHAL, Daniel A. Innovation and learning: the two faces of R & D. *The Economic Journal*, v. 99, n. 397, p. 569–596, 1989.
- DOSI, Giovanni; NELSON, Richard R. An introduction to evolutionary theories in economics. *Journal of Evolutionary Economics*, v. 4, n. 3, p. 153–172, 1994.
- DUGUET, Emmanuel. Innovation height, spillovers and TFP growth at the firm level: Evidence from French manufacturing. *Economics of Innovation and New technology*, v. 15, n. 4-5, p. 415–442, 2006.
- EBERHARDT, Markus; BOND, Stephen. *Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator*. Munich: University Library of Munich, 2009. (MPRA Paper 17692).

- EBERHARDT, Markus; HELMERS, Christian; STRAUSS, Hubert. Do Spillovers Matter When Estimating Private Returns to R&D? *Review of Economics and Statistics*, v. 95, n. 2, p. 436–448, 2013.
- EBERHARDT, Markus; TEAL, Francis. Econometrics for grumblers: a new look at the literature on cross-country growth empirics. *Journal of Economic Surveys*, v. 25, n. 1, p. 109–155, 2011.
- EBERHARDT, Markus; TEAL, Francis. *Modeling technology and technological change in manufacturing: how do countries differ?* Munich: University Library of Munich, 2008. (MPRA Paper 10690).
- EBERHARDT, Markus; TEAL, Francis. *Productivity Analysis in Global Manufacturing Production*. Oxford: University of Oxford, 2010. (Department of Economics Discussion Paper Series No. 515).
- FAGERBERG, Jan. Technology and international differences in growth rates. *Journal of Economic Literature*, v. 32, n. 3, p. 1147–1175, 1994.
- GARCIA, Fernando. *A evolução da produtividade total de fatores na economia brasileira: uma análise do período pós-Real*. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2003.
- GRILICHES, Zvi. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth. *Bell Journal of Economics*, v. 10, n. 1, p. 92–116, 1979.
- GRILICHES, Zvi. *The search for R&D spillovers*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1991. (Working Paper Series, w3768).
- GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. Quality ladders and product cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 557–586, 1991.
- GUNDAY, Gurhan *et al.* Effects of innovation types on firm performance. *International Journal of Production Economics*, v. 133, n. 2, p. 662–676, 2011.
- GUSSO, D. Agentes da inovação: quem os forma, quem os emprega. In: Gusso, D. *Tecnologia, exportação e emprego*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2006. p. 397–444.
- HALL, Bronwyn H.; MAIRESSE, Jacques; MOHNEN, Pierre. Measuring the Returns to R&D. In: HALL, Bronwyn H.; ROSENBERG, Nathan. *Handbook of the Economics of Innovation*. Amsterdam: Elsevier, 2010. v. 2, p. 1033–1082.
- HARBERGER, Arnold C. The Macroeconomics of Successful Development: What Are the Lessons?: Comment. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 2, p. 255–258, 1987.
- HIGON, Dolores Anon. The impact of R&D spillovers on UK manufacturing TFP: A dynamic panel approach. *Research Policy*, v. 36, n. 7, p. 964–979, 2007.

- KING, Robert G.; PLOSSER, Charles I.; REBELO, Sergio T. Production, growth and business cycles: I. The basic neoclassical model. *Journal of Monetary Economics*, v. 21, n. 2-3, p. 195–232, 1988a.
- KING, Robert G.; PLOSSER, Charles I.; REBELO, Sergio T. Production, growth and business cycles: II. New directions. *Journal of Monetary Economics*, v. 21, n. 2-3, p. 309–341, 1988b.
- LUCINDA, Claudio; MEYER, Leandro. Quão imperfeita é a competição na indústria brasileira?: estimativas de mark up setorial entre 1996 e 2007. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 43, n. 4, p. 687–710, 2013.
- NELSON, Richard R. Modelling the connections in the cross section between technical progress and R&D intensity. *The Rand Journal of Economics*, p. 478–485, 1988.
- NELSON, Richard R.; WINTER, Sidney G. *An Evolutionary Theory of Economic Change*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1985.
- PESARAN, M. Hashem. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 2, p. 265–312, 2007.
- PESARAN, M. Hashem. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, v. 74, n. 4, p. 967–1012, 2006.
- PESARAN, M. Hashem. *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. Cambridge: University of Cambridge, 2004. (Cambridge Working Papers in Economics 0435).
- PESARAN, M. Hashem; SMITH, Ron. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 79–113, 1995.
- PESARAN, M. Hashem; TOSETTI, Elisa. Large panels with spatial correlations and common factors. *Journal of Econometrics*, v. 161, n. 2, p. 182–202, 2009.
- ROMER, Paul M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, 5, Part 2, s71–s102, 1990.
- SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, p. 312–320, 1957.
- STEINGRABER, Ronivaldo; GONÇALVES, F. de O. Inovação, instituições e capital social na produtividade total dos fatores da indústria brasileira em 2005. In: *Inovação: estudos de jovens pesquisadores brasileiros*. Organização: M. S. Salerno. São Paulo: Editora Papagaio, 2008. v. 2, p. 119–147.
- VAN BEVEREN, Ilke. Total factor productivity estimation: A practical review. *Journal of Economic Surveys*, v. 26, n. 1, p. 98–128, 2012.

WIESER, Robert. Research and development productivity and spillovers: empirical evidence at the firm level. *Journal of Economic Surveys*, v. 19, n. 4, p. 587–621, 2005.

ZUCOLOTO, Graziela Ferrero *et al.* Lei do bem e produtividade das firmas industriais brasileiras. In: TURCHI, Lenita Maria; MORAIS, José Mauro de. *Políticas de apoio à inovação tecnológica no Brasil: avanços recentes, limitações e propostas de ações*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2017. p. 295–332.

Apêndice A Construção da Base de Dados

A.1 Dados da PIA

Setores Utilizados

A PIA contempla 111 grupos da CNAE, que representam setores agregados a 3 dígitos do código. Destes, conseguimos realizar a compatibilização entre o código antigo e novo da CNAE para 96 setores, sendo esse o número final de grupos na amostra. A Tabela A.1 apresenta os códigos e descrições dos setores utilizados.

Tabela A.1: Setores utilizados nas estimações

| Grupo | Denominação |
|-------|--|
| 071 | Extração de minério de ferro |
| 072 | Extração de minerais metálicos não ferrosos |
| 081 | Extração de pedra, areia e argila |
| 089 | Extração de outros minerais não metálicos |
| 091 | Atividades de apoio à extração de petróleo e gás natural |
| 101 | Abate e fabricação de produtos de carne |
| 102 | Preservação do pescado e fabricação de produtos do pescado |
| 103 | Fabricação de conservas de frutas, legumes e outros vegetais |
| 104 | Fabricação de óleos e gorduras vegetais e animais |
| 105 | Laticínios |
| 106 | Moagem, fabricação de produtos amiláceos e de alimentos para animais |
| 107 | Fabricação e refino de açúcar |
| 108 | Torrefação e moagem de café |
| 109 | Fabricação de outros produtos alimentícios |
| 111 | Fabricação de bebidas alcoólicas |
| 112 | Fabricação de bebidas não alcoólicas |
| 121 | Processamento industrial do fumo |
| 122 | Fabricação de produtos do fumo |
| 131 | Preparação e fiação de fibras têxteis |
| 132 | Tecelagem, exceto malha |
| 133 | Fabricação de tecidos de malha |
| 134 | Acabamentos em fios, tecidos e artefatos têxteis |
| 135 | Fabricação de artefatos têxteis, exceto vestuário |
| 141 | Confecção de artigos do vestuário e acessórios |
| 142 | Fabricação de artigos de malharia e tricotagem |
| 151 | Curtimento e outras preparações de couro |
| 152 | Fabricação de artigos para viagem e de artefatos diversos de couro |
| 153 | Fabricação de calçados |
| 154 | Fabricação de partes para calçados, de qualquer material |
| 161 | Desdobramento de madeira |
| 162 | Fabricação de produtos de madeira, cortiça e material trançado, exceto móveis |
| 171 | Fabricação de celulose e outras pastas para a fabricação de papel |
| 172 | Fabricação de papel, cartolina e papel-cartão |
| 173 | Fabricação de embalagens de papel, cartolina, papel-cartão e papelão ondulado |
| 174 | Fabricação de produtos diversos de papel, cartolina, papel-cartão e papelão ondulado |
| 181 | Atividade de impressão |
| 182 | Serviços de pré-impressão e acabamentos gráficos |
| 192 | Fabricação de produtos derivados do petróleo |
| 193 | Fabricação de biocombustíveis |
| 201 | Fabricação de produtos químicos inorgânicos |
| 202 | Fabricação de produtos químicos orgânicos |
| 203 | Fabricação de resinas e elastômeros |
| 205 | Fabricação de defensivos agrícolas e desinfestantes domissanitários |

Tabela A.1: Setores utilizados nas estimações (*continuação*)

| Grupo | Denominação |
|-------|---|
| 206 | Fabricação de sabões, detergentes, produtos de limpeza, cosméticos, produtos de perfumaria e de higiene pessoal |
| 207 | Fabricação de tintas, vernizes, esmaltes, lacas e produtos afins |
| 209 | Fabricação de produtos e preparados químicos diversos |
| 211 | Fabricação de produtos farmoquímicos |
| 212 | Fabricação de produtos farmacêuticos |
| 221 | Fabricação de produtos de borracha |
| 222 | Fabricação de produtos de material plástico |
| 231 | Fabricação de vidro e de produtos do vidro |
| 232 | Fabricação de cimento |
| 233 | Fabricação de artefatos de concreto, cimento, fibrocimento, gesso e materiais semelhantes |
| 234 | Fabricação de produtos cerâmicos |
| 239 | Aparelhamento de pedras e fabricação de outros produtos de minerais não metálicos |
| 241 | Produção de ferro-gusa e de ferroligas |
| 242 | Siderurgia |
| 243 | Produção de tubos de aço, exceto tubos sem costura |
| 244 | Metalurgia dos metais não ferrosos |
| 245 | Fundição |
| 251 | Fabricação de estruturas metálicas e obras de caldeiraria pesada |
| 252 | Fabricação de tanques, reservatórios metálicos e caldeiras |
| 253 | Forjaria, estamparia, metalurgia do pó e serviços de tratamento de metais |
| 254 | Fabricação de artigos de cutelaria, de serralheria e ferramentas |
| 259 | Fabricação de produtos de metal não especificados anteriormente |
| 261 | Fabricação de componentes eletrônicos |
| 262 | Fabricação de equipamentos de informática e periféricos |
| 263 | Fabricação de equipamentos de comunicação |
| 264 | Fabricação de aparelhos de recepção, reprodução, gravação e amplificação de áudio e vídeo |
| 265 | Fabricação de aparelhos e instrumentos de medida, teste e controle; cronômetros e relógios |
| 266 | Fabricação de aparelhos eletromédicos e eletroterapêuticos e equipamentos de irradiação |
| 271 | Fabricação de geradores, transformadores e motores elétricos |
| 272 | Fabricação de pilhas, baterias e acumuladores elétricos |
| 273 | Fabricação de equipamentos para distribuição e controle de energia elétrica |
| 274 | Fabricação de lâmpadas e outros equipamentos de iluminação |
| 275 | Fabricação de eletrodomésticos |
| 279 | Fabricação de equipamentos e aparelhos elétricos não especificados anteriormente |
| 281 | Fabricação de motores, bombas, compressores e equipamentos de transmissão |
| 282 | Fabricação de máquinas e equipamentos de uso geral |
| 283 | Fabricação de tratores e de máquinas e equipamentos para a agricultura e pecuária |
| 284 | Fabricação de máquinas-ferramenta |
| 285 | Fabricação de máquinas e equipamentos de uso na extração mineral e na construção |
| 286 | Fabricação de máquinas e equipamentos de uso industrial específico |
| 291 | Fabricação de automóveis, camionetas e utilitários |
| 292 | Fabricação de caminhões e ônibus |
| 293 | Fabricação de cabines, carrocerias e reboques para veículos automotores |
| 294 | Fabricação de peças e acessórios para veículos automotores |
| 295 | Recondicionamento e recuperação de motores para veículos automotores |
| 301 | Construção de embarcações |
| 309 | Fabricação de equipamentos de transporte não especificados anteriormente |
| 321 | Fabricação de artigos de joalheria, bijuteria e semelhantes |
| 323 | Fabricação de artefatos para pesca e esporte |
| 324 | Fabricação de brinquedos e jogos recreativos |
| 325 | Fabricação de instrumentos e materiais para uso médico e odontológico e de artigos ópticos |
| 329 | Fabricação de produtos diversos |
| 331 | Manutenção e reparação de máquinas e equipamentos |

Mudança da CNAE

A partir de 2007, a CNAE sofreu uma mudança na forma de classificação (CNAE 1.0 para 2.0), de modo que é necessário realizar uma compatibilização entre os dois códigos para que possam ser usados os dados antes de 2007. O IBGE disponibiliza uma tabela de correspondência entre as duas versões do código. Porém, alguns setores da CNAE 1.0 foram divididos na CNAE 2.0, enquanto outros foram agregados em um setor novo. Para que a correspondência possa ser feita, é preciso ter alguma medida de como se deu essa divisão ou união de setores. Neste trabalho, tal medida foi construída com base na informação do valor de produção dos produtos de cada setor, obtida da PIA-Produto de 2007, que foi disponibilizada nas duas versões do código.

Para ilustrar o procedimento, considere 3 setores: A, na CNAE 1.0, B e C na CNAE 2.0, todos agregados a um nível de 3 dígitos. Suponha que o setor A tenha 2 produtos A1 e A2 e que o primeiro represente 60% do valor da produção do setor, enquanto o segundo representa 40%. Assuma que, na CNAE 2.0, A1 pertença ao setor B e A2, ao setor C. Nesse caso, divide-se o setor A da CNAE 1.0 entre os setores B e C da CNAE 2.0 utilizando as proporções citadas anteriormente como pesos, ou seja: 60% do setor A corresponde ao setor B e 40%, ao setor C.

Considere, por exemplo, o setor 160 da CNAE 1.0. Ele foi dividido de tal forma que alguns de seus produtos – correspondentes a 83% de seu valor de produção – foram associados ao setor 121 na CNAE 2.0, enquanto outros – correspondentes a 16% de seu valor de produção – foram associados ao setor 122 na CNAE 2.0. Por outro lado, o setor 131 da CNAE 2.0. é formado por produtos que correspondem a 78% do valor de produção do setor 171 na CNAE 1.0 e por produtos que correspondem a 100% do valor de produção do setor 172 na CNAE 1.0. A construção dos setores 121, 122 e 131 da CNAE 2.0 deu-se então da seguinte forma:

$$VTI_{121} = 0,83 \times VTI_{160} \quad (21)$$

$$VTI_{122} = 0,16 \times VTI_{160} \quad (22)$$

$$VTI_{131} = 0,78 \times VTI_{171} + 1 \times VTI_{172} \quad (23)$$

Dessa forma, foi criado um dicionário para a compatibilização entre CNAE 1.0 e 2.0.

Para avaliar a qualidade da conversão, foram utilizados os dados da PIA de 2007, que, como dito acima, foram disponibilizados nas duas versões do código. Os dados de 2007 da CNAE 1.0 foram transformados para a CNAE 2.0 utilizando o dicionário e comparados com os valores verdadeiros disponibilizados na CNAE 2.0.

Primeiramente, foi realizado um teste de diferença na média global e local entre os valores calculados com o dicionário e os valores observados.³⁰ As Tabelas A.2 e A.3 apresentam o p-valor desses testes. Os resultados indicam que não há diferença de média entre os valores reais e os calculados com o dicionário.³¹

Adicionalmente, foram comparadas a distribuição real das variáveis e a calculada pelo dicionário. Em geral, as distribuições são bastante próximas.

³⁰Os grupos utilizados no teste local foram definidos em Lucinda e Meyer (2013).

³¹P-Valores maiores que 0,99 arredondados para 1.

Tabela A.2: Estatísticas Descritivas da PTF

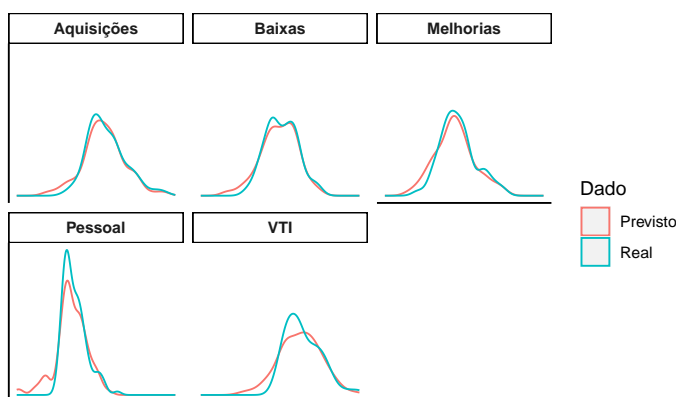
| VTI | Pessoal | Aquisições | Melhorias | Baixas |
|------|---------|------------|-----------|--------|
| 0,52 | 0,44 | 0,76 | 0,82 | 0,56 |

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.3: Estatísticas Descritivas da PTF

| Grupo | VTI | Pessoal | Aquisições | Melhorias | Baixas |
|-------------------------|------|---------|------------|-----------|--------|
| Extrativa | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Alimentos | 0,99 | 0,80 | 0,87 | 0,94 | 0,89 |
| Têxtil | 0,78 | 0,76 | 0,75 | 0,72 | 0,90 |
| Florestal | 0,98 | 0,97 | 0,99 | 0,95 | 0,82 |
| Eletrônicos | 0,95 | 0,87 | 0,72 | 0,83 | 0,77 |
| Veículos | 0,32 | 0,29 | 0,31 | 0,38 | 0,29 |
| Metalurgia | 0,87 | 0,69 | 0,92 | 1,00 | 0,95 |
| Máquinas e Equipamentos | 0,30 | 0,24 | 0,35 | 0,56 | 0,29 |
| Química | 0,92 | 0,78 | 0,83 | 0,67 | 0,70 |
| Minerais Não Metálicos | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,94 | 0,99 |
| Outros | 0,96 | 0,73 | 0,97 | 0,89 | 0,84 |

Fonte: Elaboração própria.

Figura A.1: Distribuições reais e previstas pelo dicionário

A Figura A.1, apresenta essa comparação. Os resultados desta seção indicam que o dicionário realiza uma boa compatibilização entre CNAE 1.0 e 2.0.

Missing

Para alguns setores, a informação sobre as variáveis utilizadas não está completa, isto é, esses setores apresentam *missing* para algumas (ou todas) as variáveis em alguns períodos. Uma vez que os dados são agregados, isso levanta suspeita sobre a qualidade da informação dos setores que apresentam *missing*.

Tabela A.4: Ocorrência de Missing por Setor – CNAE 1.0

| CNAE | VTI | Pessoal | Salarios | A | M | B |
|------|-----|---------|----------|----|----|----|
| 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4 | 0 |
| 111 | 8 | 8 | 8 | 8 | 9 | 8 |
| 112 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| 231 | 3 | 3 | 3 | 3 | 11 | 6 |
| 233 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 |
| 244 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| 288 | 7 | 7 | 7 | 7 | 9 | 7 |
| 299 | 7 | 7 | 7 | 7 | 7 | 7 |
| 301 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 |
| 318 | 7 | 7 | 7 | 7 | 7 | 7 |
| 329 | 7 | 7 | 7 | 7 | 8 | 7 |
| 339 | 7 | 7 | 7 | 7 | 8 | 7 |
| 371 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 | 0 |

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.5: Ocorrência de Missing por Setor – CNAE 2.0

| CNAE | VTI | Pessoal | Salarios | A | M | B |
|------|-----|---------|----------|----|----|----|
| 50 | 0 | 0 | 0 | 0 | 5 | 0 |
| 60 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 |
| 99 | 0 | 0 | 0 | 3 | 8 | 3 |
| 183 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 191 | 0 | 0 | 0 | 1 | 7 | 2 |
| 204 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| 255 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0 |
| 267 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| 268 | 0 | 0 | 0 | 0 | 8 | 2 |
| 303 | 7 | 8 | 8 | 6 | 6 | 6 |
| 304 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| 305 | 11 | 11 | 11 | 10 | 11 | 10 |
| 322 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 | 1 |
| 332 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |

Fonte: Elaboração própria.

Por exemplo, não parece razoável que um setor inteiro não apresente pessoal ocupado em determinado ano. Além disso, é necessária a série completa de investimento para construir o estoque de capital. Assim, cabe analisar se existe algum padrão entre os setores que apresentam *missing*.

As Tabelas A.4 e A.5 apresentam o número de *missing* por setor na CNAE 1.0 – dados entre 1996 e 2006 – e 2.0 – dados entre 2007 e 2017 – para cada variável que será utilizada da PIA.³²

Dos 111 setores da CNAE 2.0 a 3 dígitos, 14 apresentam *missing* em pelo menos uma variável. Os setores com a informação mais incompleta são 30.3

³²A, M e B são aquisições, melhorias e baixas de ativo respectivamente.

Tabela A.6: Ocorrência de Missing por Ano

| Ano | VTI | Pessoal | Salarios | A | M | B |
|------|-----|---------|----------|---|----|---|
| 1996 | 7 | 7 | 7 | 7 | 11 | 7 |
| 1997 | 7 | 7 | 7 | 7 | 9 | 7 |
| 1998 | 7 | 7 | 7 | 7 | 9 | 7 |
| 1999 | 7 | 7 | 7 | 7 | 10 | 7 |
| 2000 | 7 | 7 | 7 | 7 | 8 | 7 |
| 2001 | 7 | 7 | 7 | 7 | 8 | 8 |
| 2002 | 8 | 8 | 8 | 8 | 9 | 8 |
| 2003 | 2 | 2 | 2 | 2 | 4 | 2 |
| 2004 | 3 | 3 | 3 | 3 | 6 | 3 |
| 2005 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 |
| 2006 | 1 | 1 | 1 | 1 | 4 | 2 |
| 2007 | 2 | 2 | 2 | 2 | 4 | 3 |
| 2008 | 1 | 2 | 2 | 3 | 4 | 4 |
| 2009 | 2 | 2 | 2 | 1 | 5 | 1 |
| 2010 | 2 | 2 | 2 | 3 | 6 | 3 |
| 2011 | 2 | 2 | 2 | 2 | 5 | 2 |
| 2012 | 2 | 2 | 2 | 2 | 4 | 2 |
| 2013 | 2 | 2 | 2 | 2 | 5 | 2 |
| 2014 | 2 | 2 | 2 | 2 | 5 | 2 |
| 2015 | 2 | 2 | 2 | 2 | 6 | 2 |
| 2016 | 2 | 2 | 2 | 2 | 6 | 3 |
| 2017 | 2 | 2 | 2 | 2 | 8 | 4 |

Fonte: Elaboração própria.

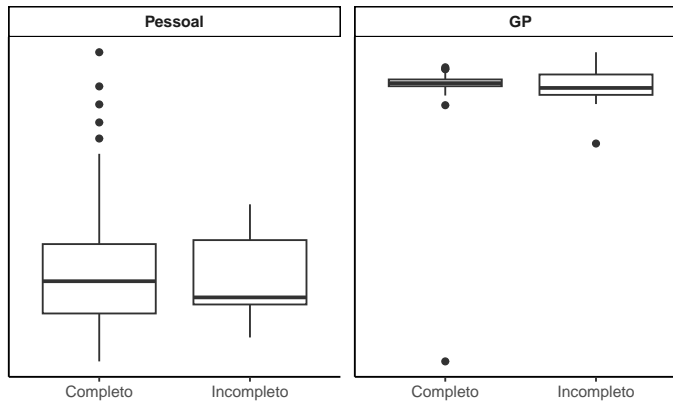
(Fabricação de veículos ferroviários) e 30.5 (Fabricação de veículos militares de combate). As variáveis associadas ao investimento são as que apresentam mais problema, em particular a de melhoria de ativos.

A Tabela A.6 apresenta o número de *missings* por ano para as variáveis. Um ponto interessante a notar é que o número de *missings* parece cair bastante a partir de 2003, o que coincide com a atualização da CNAE 1.0 implementada pelo IBGE ao final de 2002. Sendo assim, foram utilizados os dados da PIA apenas a partir de 2003 por considerar que a informação dos anos anteriores seria menos confiável.

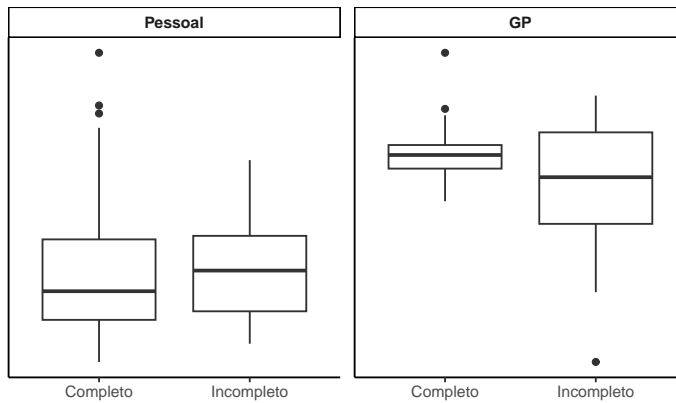
A presença de *missing* dificulta o cálculo da variável de capital. Como o estoque de capital depende do fluxo de investimentos, seria necessário que a série de investimento de cada setor estivesse completa para construir o capital. Além disso, um número grande de *missings* pode indicar pouca confiabilidade dos dados de um setor. Assim, caso a presença de *missing* nos dados represente um erro de medida aleatório da pesquisa, seria ideal utilizar apenas setores com informação completa.

Porém, se houver alguma relação entre características econômicas do setor e o fato de sua informação estar incompleta, pode-se incorrer em um viés de seleção ao se excluir tais setores. Por exemplo, caso apenas setores de baixa intensidade tecnológica sejam excluídos, a elasticidade estimada para o P&D pode ser maior do que seu valor real. Para testar se existe relação entre a presença de *missing* e características econômicas, os setores com informação completa e incompleta foram comparados em termos do pessoal ocupado em

Figura A.2: Características Econômicas dos Setores Completos e Incompletos



(a) 1996



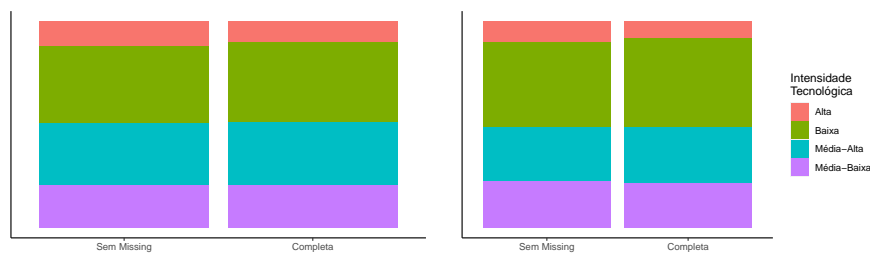
(b) 2007

taxa de crescimento e nível, como medidas da performance do setor e de seu tamanho, respectivamente. Esses setores foram também comparados em termos do seu nível de intensidade tecnológica.³³

As Figuras A.2 e A.3 apresentam uma comparação gráfica do comportamento das 3 variáveis entre os setores com informação completa e incompleta. Não parece haver diferença significativa entre a taxa de crescimento e o nível de pessoal ocupado entre os dois grupos de setores, tanto na CNAE 1.0 quanto na 2.0. Em relação à intensidade tecnológica, o grupo de setores com informação incompleta parece ser composto igualmente por setores de intensidade tecnológica alta, média-alta, média-baixa e baixa. Além disso, a amostra geral e a dos setores com informação completa parecem ter uma composição parecida dos grupos de intensidade tecnológica.

Para tornar a análise mais precisa, foi estimado um modelo logit usando uma *dummy* que assume 0 para setores completos como dependente e a taxa de crescimento e nível médios do pessoal do setor além do nível de intensi-

³³A análise realizada segue, em partes, a metodologia proposta por Alves e Silva (2008).

Figura A.3: Quantidade de Missing por Intensidade Tecnológica

(a) Amostra completa x restrita - 1996

(b) Amostra completa x restrita - 2007

Tabela A.7: Resultados - Logit

| | CNAE 1.0 | CNAE 2.0 |
|----------------|-------------------|--------------------|
| log(Pessoal) | -0,192 (0,366) | -0,040 (0,279) |
| GP | -0,867 (6,359) | -13,703 (8,402) |
| Baixa | -1,046 (0,931) | -1,106 (0,917) |
| Média-Alta | -1,036 (0,973) | -2,145* (1,297) |
| Média-Baixa | -1,156 (1,121) | -0,911 (0,988) |
| Intercepto | -0,424 (1,774) | -1,246 (1,459) |
| Obs | 110 | 109 |
| Log Likelihood | -36,775 | -32,188 |

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

dade tecnológica como explicativas. Essa estimação foi realizada tanto para os setores da CNAE 1.0 quanto 2.0. Os resultados, apresentados na Tabela A.7, indicam ausência de correlação entre características econômicas e tecnológicas dos setores e o fato de sua informação estar completa.³⁴

A análise acima indica que a presença de *missing* nos dados não está associada a características econômicas, como baixo crescimento ou produtividade. Assim, a restrição da amostra a setores com informação completa não deve induzir um viés de seleção.

A.2 Descritivas Adicionais

A Tabela A.8 apresenta a correlação do Potec com cada variável da Pintec associada a gasto em P&D. A primeira coluna, (1), diz respeito apenas aos setores da indústria de transformação enquanto a segunda coluna, (2), contempla também valores agregados para a indústria extrativa.

Apêndice B Resultados da PTF

A Tabela B.1 apresenta os resultados das regressões (19) e (20). Como discutido na seção 5, os setores de alta e média-alta intensidade tecnológica apresentam um nível médio da PTF próximo entre si e significativamente acima

³⁴Erro-Padrão entre parênteses.

Tabela A.8: Comparação entre Potec e dados de gastos em inovação da Pintec

| Gastos em Inovação | (1) | (2) |
|---|------|------|
| Total | 0,84 | 0,68 |
| Atividades internas de pesquisa e desenvolvimento | 0,59 | 0,49 |
| Aquisição externa de pesquisa e desenvolvimento | 0,61 | 0,49 |
| Aquisição de outros conhecimentos externos | 0,87 | 0,75 |
| Aquisição de software | 0,45 | 0,36 |
| Aquisição de máquinas e equipamentos | 0,79 | 0,64 |
| Treinamento | 0,66 | 0,56 |
| Introdução das inovações tecnológicas no mercado | 0,85 | 0,79 |
| Projeto industrial e outras preparações técnicas | 0,83 | 0,76 |

Fonte: Elaboração própria.

Tabela B.1: Regressões da PTF por Grau de Intensidade Tecnológica

| | PTF | Δ PTF |
|-------------------------|---------------------|---------------------|
| Alta | 9,105*** (0,163) | 0,084*** (0,025) |
| Média-Alta | 9,084*** (0,089) | 0,033** (0,014) |
| Média-Baixa | 8,661*** (0,102) | 0,008 (0,015) |
| Baixa | 8,416*** (0,072) | 0,034*** (0,011) |
| Obs. | 1396 | 1300 |
| R ² | 0,961 | 0,021 |
| R ² Ajustado | 0,961 | 0,018 |

Nota: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01.

dos setores de média-baixa e baixa intensidade. Já com relação à variação da PTF, é possível notar que os setores de alta intensidade se destacam com um crescimento muito acima dos outros, enquanto os setores de média-baixa intensidade não apresentaram crescimento estatisticamente significativo e os setores de média-alta e baixa intensidade apresentaram crescimento baixo e próximo entre si.