



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE
PRÓ-REITORIA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO PROFISSIONAL EM DESENVOLVIMENTO REGIONAL E GESTÃO
DE EMPREENDIMENTOS LOCAIS

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

RODRIGO MELO GOIS

VALIDADE DA LEI DE OKUN EM TRÊS REGIÕES METROPOLITANAS DO
BRASIL (2002-2014)

SÃO CRISTÓVÃO – SE
2015

RODRIGO MELO GOIS

VALIDADE DA LEI DE OKUN EM TRÊS REGIÕES METROPOLITANAS DO
BRASIL (2002-2014)

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe como requisito para obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Regional e Gestão de Empreendimentos Locais.

Orientador: Prof. Dr. Marco Antônio Jorge

SÃO CRISTÓVÃO – SE
2015

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA CENTRAL
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE

G616v Gois, Rodrigo Melo
Validade da Lei de Okun em três regiões metropolitanas do Brasil
(2002-2014) / Rodrigo Melo Gois; orientador Marco Antônio Jorge.
– Aracaju, 2015.
79 f. : il.

Dissertação (mestrado em Desenvolvimento Regional e Gestão
de Empreendimentos Locais) – Universidade Federal de Sergipe,
2015.

1. Economia regional. 2. Produto interno bruto. 3.
Desemprego. I. Jorge, Marco Antônio, orient. II. Título.

CDU 332.146.2



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO PROFISSIONAL EM DESENVOLVIMENTO REGIONAL E GESTÃO
DE EMPREENDIMENTOS LOCAIS

RODRIGO MELO GOIS

VALIDADE DA LEI DE OKUN EM TRÊS REGIÕES METROPOLITANAS DO
BRASIL (2002-2014)

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal de Sergipe como requisito para obtenção do título de Mestre em
Desenvolvimento Regional e Gestão de Empreendimentos Locais.

Data da defesa: 30/07/2014

ASSINATURA DOS MEMBROS DA BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Marco Antônio Jorge
Orientador
Universidade Federal de Sergipe

Prof. Dr. Luiz Rogério de Camargos
Universidade Federal de Sergipe

Prof. Dr. Gervásio Ferreira dos Santos
Universidade Federal da Bahia

SÃO CRISTÓVÃO – SE
2015

RESUMO

A Lei de Okun tem sido frequentemente abordada em estudos macroeconômicos ao redor do mundo, na sua grande maioria em níveis nacionais, havendo poucos estudos que compreendam a relação em nível regional. Este trabalho, a partir de dados trimestrais de 2002q1 a 2014q3, estimou os coeficientes de Okun para o Brasil e para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre e de São Paulo. Verificou-se que a Lei de Okun é válida no Brasil e em uma das três regiões metropolitanas estudadas, e que existem diferenças regionais quanto à capacidade de resposta dos mercados de trabalho às flutuações do produto e aos desvios de seus níveis de longo prazo, o que, segundo a literatura, implica a necessidade de implementar políticas de desemprego que observem não apenas as disparidades regionais no mercado de trabalho, mas também a resposta destas a alterações da atividade econômica em cada localidade.

Palavras-chave: Lei de Okun; produto real; desemprego; análise regional.

ABSTRACT

The Okun's Law has been frequently addressed in macroeconomic studies around the world, mostly in national levels, with few studies that estimate the relationship at regional level. This work, using 2002q1-2014q3 quarterly data, estimated the Okun coefficients for Brazil and for the metropolitan areas of Belo Horizonte, Porto Alegre and Sao Paulo. The conclusion is that Okun's Law is valid in Brazil and in one of the three metropolitan regions studied, and there are regional differences in the responsiveness of labor markets to output fluctuations and deviations from their long-term levels, which, according to the literature, implies the need to implement unemployment policies that not only meet the regional disparities in the labor market, but also the elasticity of the labor market to changes in economic activity in each location.

Keywords: Okun's Law; real output; unemployment; regional analysis.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Lista de Figuras

Figura 1: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun no Brasil, 2002q1 a 2014q3.....	68
Figura 2: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun na Região Metropolitana de Belo Horizonte, 2002q1 a 2014q3	69
Figura 3: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun na Região Metropolitana de Porto Alegre, 2002q1 a 2014q3.....	70
Figura 4: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun na Região Metropolitana de São Paulo, 2002q1 a 2014q3	71
Figura 5: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME no Brasil, 2002q1 a 2014q3	72
Figura 6: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME na RMBH, 2002q1 a 2014q3	72
Figura 7: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME na RMPA, 2002q1 a 2014q3	73
Figura 8: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME na RMSP, 2002q1 a 2014q3	73

Lista de Gráficos

Gráfico 1: Comparação dos filtros de remoção de tendência do log do PIB, Brasil, 2002q1 a 2014q3	64
Gráfico 2: Comparação dos filtro de remoção de tendência da taxa de desemprego, Brasil, 2002q1 a 2014q3.....	64
Gráfico 3: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão <i>levels</i> , com filtro TL	65
Gráfico 4: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão <i>levels</i> , com filtro TQ	65
Gráfico 5: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão <i>levels</i> , com filtro HP $\lambda = 1.600$..	66
Gráfico 6: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão <i>levels</i> , com filtro HP $\lambda = 16.000$	66
Gráfico 7: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão <i>levels</i> , com decomposição BN .	67
Gráfico 8: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão <i>differences</i>	67

Lista de Mapas

Mapa 1: Regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre e de São Paulo ..	39
Mapa 2: PIB <i>per capita</i> da Região Metropolitana de Belo Horizonte, 2012.....	41
Mapa 3: PIB <i>per capita</i> da Região Metropolitana de Porto Alegre, 2012	45
Mapa 4: PIB <i>per capita</i> da Região Metropolitana de São Paulo, 2012.....	48

Lista de Quadros

Quadro 1: Resumo da revisão de literatura em níveis nacional e internacional	22
Quadro 2: Resumo da revisão de literatura em nível regional.....	25
Quadro 3: Identificação dos modelos ARIMA.....	33
Quadro 4: Série dos dados.....	37

Lista de Tabelas

Tabela 1: Coeficientes de Okun em diferentes países (2002q1 a 2014q3)	18
Tabela 2: Testes de estacionariedade das séries	74
Tabela 3: Testes de cointegração de Engle e Granger	75
Tabela 4: Testes de cointegração de Johansen.....	75
Tabela 5: Estimativas da Lei de Okun para o Brasil (2002q1 a 2014q3).....	76
Tabela 6: Estimativas da Lei de Okun para a Região Metropolitana de Belo Horizonte (2002q1 a 2014q3)	77
Tabela 7: Estimativas da Lei de Okun para a Região Metropolitana de Porto Alegre (2002q1 a 2014q3)	78
Tabela 8: Estimativas da Lei de Okun para a Região Metropolitana de São Paulo (2002q1 a 2014q3)	79

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF: Dickey-Fuller aumentado
AIC: *Akaike information criterion*
ARIMA: *autoregressive integrated moving average*
ARMA: *autoregressive-moving-average*
BK: Baxter-King
BN: Beveridge-Nelson
CAGED: Cadastro Geral de Empregados e Desempregados
CBO: *Congressional Budget Office*
CF: Christiano-Fitzgerald
FEE: Fundação de Economia e Estatística
FMI: Fundo Monetário Internacional
HP: Hodrick-Prescott
HPFP: Hodrick-Prescott multivariado com função de produção
IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDH: Índice de Desenvolvimento Humano
IDHM: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal
KPSS: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
NAIRU: *non-accelerating inflation rate of unemployment*
OCDE: Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
OLS: *ordinary least squares*
PD: população desocupada
PEA: População Economicamente Ativa
PIA: População em Idade Ativa
PIB: Produto Interno Bruto
PME: Pesquisa Mensal do Emprego
PNAD: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
PNB: Produto Nacional Bruto
PNEA: População não Economicamente Ativa
PNUD: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
PP: Phillips-Perron
RAIS: Relação Anual de Informações Sociais
RM: região metropolitana

RMBH: Região Metropolitana de Belo Horizonte

RMPA: Região Metropolitana de Porto Alegre

RMSP: Região Metropolitana de São Paulo

SBIC: *Schwarz's Bayesian information criterion*

TL: tendência linear

TQ: tendência quadrática

TVP: *time-varying parameter*

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REFERENCIAL TEÓRICO DA LEI DE OKUN.....	12
3	REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA	18
	3.1 Níveis Nacional e Internacional	19
	3.2 Nível Regional	23
4	METODOLOGIA E DADOS	26
5	CARACTERIZAÇÃO DAS REGIÕES METROPOLITANAS	38
	5.1 Região Metropolitana de Belo Horizonte	40
	5.2 Região Metropolitana de Porto Alegre.....	44
	5.3 Região Metropolitana de São Paulo	46
6	ESTIMATIVA E ANÁLISE DOS RESULTADOS	51
7	CONCLUSÃO	56
	REFERÊNCIAS	58
	APÊNDICE	64

1 INTRODUÇÃO

Entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2014, o Brasil registrou, em termos reais, considerando dados trimestrais dessazonalizados, um crescimento anualizado de 3,58% em seu PIB. Como esperado, o desemprego durante o período caiu, passando de 12,87% para 4,89%. A divulgação de dados recentes evidencia que o crescimento médio desacelerou, mas o desemprego continuou caindo a um nível que suscitou a discussão de pleno emprego no âmbito do mercado de trabalho brasileiro. Esta situação foi vista como um enigma por *policy makers* e economistas, que esperavam que a taxa de desemprego aumentasse a partir da desaceleração da economia, exatamente como diz a literatura econômica por meio da Lei de Okun, a qual identifica uma relação inversa entre a variação da taxa de desemprego e o crescimento do produto real. Fato inverso foi amplamente debatido na literatura recente, uma vez que o período pós-Grande Recessão de 2008-2009 foi marcado, em diversas economias e em especial na americana, por “recuperações sem empregos”, colocando em cheque a validade da Lei de Okun.

Desde a contribuição original de Okun em 1962, a Lei de Okun – considerada uma regra de ouro e um pilar macroeconômico, sendo utilizada por *policy makers* e *forecasters* – tem sido frequentemente abordada em estudos macroeconômicos ao redor do mundo, na sua grande maioria em níveis nacionais, havendo poucos estudos que compreendam a relação em nível regional. A não muito vasta literatura internacional que aborda a Lei de Okun no nível regional aponta que o conhecimento da existência de diferenças significativas dos coeficientes de Okun em um mesmo país é importante para a implementação de políticas econômicas sólidas e eficientes.

É nesse particular que esta pesquisa, tomando por base os dados da economia brasileira e de três regiões metropolitanas, tem a finalidade de verificar se a Lei de Okun, para o recorte selecionado (2002q1-2014q3), pode ser confirmada como regra prática para evidenciar a capacidade de resposta do mercado de trabalho brasileiro a partir de flutuações no produto, e se há diferenças regionais na relação dessas variáveis.

Os resultados evidenciam que a Lei de Okun é válida no Brasil e em uma das três regiões metropolitanas estudadas, e que existem diferenças regionais quanto à capacidade de resposta dos mercados de trabalho às flutuações do produto e na

relação entre desvios do desemprego e do produto a partir de seus níveis de longo prazo. O mercado de trabalho da Região Metropolitana de São Paulo responde, proporcionalmente, mais intensamente a variações do produto frente às outras regiões metropolitanas. Na Região Metropolitana de Belo Horizonte, os coeficientes de Okun não se mostraram estatisticamente significantes, ressalvado o fato de que a atividade econômica influencia o mercado de trabalho do trimestre subsequente. Ademais, as evidências para esta região metropolitana são de que as séries do produto real e do desemprego se movem juntas no longo prazo. No que se refere à Região Metropolitana de Porto Alegre, não há evidências de que a Lei de Okun seja válida. Os resultados demonstram diferentes coeficientes de Okun, que variam de acordo com a versão da lei e dos métodos de extração da tendência de longo prazo. As diferenças regionais desses coeficientes implicam, segundo a literatura, a necessidade de implementar políticas de desemprego que observem não apenas as disparidades regionais no mercado de trabalho, mas também a resposta deste a alterações da atividade econômica em cada localidade.

Dessa forma, o trabalho compreende, na seção 2, um referencial teórico acerca da Lei de Okun. A seção 3 conta com a revisão de literatura empírica que abrange uma síntese dos principais estudos internacionais que estimaram a Lei de Okun em nível nacional, internacional e regional. Na seção 4, a metodologia empírica é apresentada. A seção 5 cuida da caracterização das regiões metropolitanas, enquanto que a seção 6 conta com a estimativa, análise e discussão dos resultados. Por fim, a seção 7 registra as principais conclusões e algumas sugestões de estudos futuros.

2 REFERENCIAL TEÓRICO DA LEI DE OKUN

Na teoria econômica, a relação entre a taxa de desemprego e o crescimento do produto pode ser explicada a partir do ponto de vista da demanda, ou seja, mudanças na demanda agregada das empresas fazem com que elas adaptem suas metas de produção, o que afeta a demanda por mão de obra e, finalmente, a taxa de desemprego. Isso significa que um choque negativo do Produto Interno Bruto (PIB) reduz a demanda por mão de obra e, *coeteris paribus*, aumenta o desemprego. Assim sendo, é muito interessante saber a taxa do crescimento necessário para reduzir o desemprego (SÖGNER e STIASSNY, 2002). Esta relação também pode ser vista do lado da oferta da economia, de tal maneira que aumentos do produto, em fases de recuperação, resultam da contratação de trabalhadores desempregados. Por outro lado, quedas do produto, em períodos de recessão, decorrem da eliminação de empregos (LAL *et al.*, 2010). Em seu artigo original de 1962, Arthur Okun foi o primeiro a notar uma relação negativa estável entre desemprego e produto real (MITCHELL e PEARCE, 2009). A partir desta relação que é, sobretudo, empírica¹, o nome de Okun foi, mais tarde, associado ao que hoje conhecemos por Lei de Okun (KNOTEK, 2007). Nesse sentido, o que está por trás da Lei de Okun é o fato de que mudanças na demanda agregada provocam mudanças na produção, que, por sua vez, levam as empresas a contratar e a demitir trabalhadores. Assim, quando o desemprego está alto, ele pode ser reduzido por meio de estímulos à demanda (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012).

Okun observou duas relações empíricas: variações trimestrais da taxa de desemprego relacionadas ao crescimento trimestral do produto real, e desvios na taxa de desemprego relacionados a desvios do produto potencial (CHAMBERLIN, 2011). Okun (1962) derivou modelos alternativos que produziram estimativas semelhantes sobre a relação entre essas duas variáveis, e, utilizando dados trimestrais da economia americana a partir do segundo trimestre de 1947 até o quarto trimestre de 1960, sugeriu que uma variação de 1 ponto percentual na taxa de desemprego está associada a uma alteração, em sentido oposto, de aproximadamente 3% do produto

¹ Segundo Harris e Silverstone (2001), a Lei de Okun é um importante conceito macroeconômico não só do ponto de vista empírico, mas também teórico. Empiricamente, esta lei se apresenta como uma "regra de ouro" para a previsão e a elaboração de políticas. Teoricamente, é o elo entre a curva de oferta agregada e a curva de Phillips.

real². Atualmente, para a economia americana, muitos autores postulam que um desvio de 1% do PIB potencial está associado a uma variação em sentido oposto do desemprego na magnitude de meio ponto percentual (KNOTEK, 2007): exatamente igual à magnitude apontada pelos famosos livros didáticos de Mankiw (2010); Dornbush, Fischer e Startz (2009); Romer (2012); e semelhante à apontada por Blanchard (2011). Essa relação de dois para um é chamada por Daly e Hobijn (2010) de "constante de proporcionalidade", que serve de base para a maioria dos modelos de previsão macroeconômica.

O coeficiente de Okun varia substancialmente de país para país. Esta variação é explicada, em parte, por características idiossincráticas dos mercados de trabalho nacionais. Estimativas com dados anuais de 1980 a 2011 apontam, por exemplo, que o coeficiente no Japão é de -0,15; nos Estados Unidos, -0,45; e na Espanha, -0,85. Esses diferentes coeficientes refletem características particulares dos mercados de trabalho nacionais, como, por exemplo, a tradição do emprego vitalício no Japão e a prevalência de contratos de trabalho temporário na Espanha (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012). No caso dos Estados Unidos, o coeficiente está relacionado a pequenas restrições sociais e legais, o que flexibiliza o ajuste do emprego pelas empresas (BLANCHARD, 2011). Cabe destacar que, segundo o Fundo Monetário Internacional (FMI), valores maiores, em módulo, para o coeficiente de Okun, indicam maiores aumentos no desemprego durante uma recessão quando o produto declinar. Embora este aumento da capacidade de resposta do mercado de trabalho possa intensificar o desemprego em uma recessão, pode também aumentar a capacidade de recuperação de empregos em tempos de prosperidade. Além disso, a capacidade de resposta da taxa de desemprego a mudanças no produto tem aumentado ao longo do tempo em várias economias avançadas, sobretudo em razão da menor proteção do emprego e de uma maior utilização de contratos de trabalho temporário (IMF,

² Essa especificação guarda consonância com a teoria da produção, onde a produção depende da quantidade de trabalho (LEE, 2000). Na maioria dos estudos atuais, essa argumentação é invertida, de forma que o que passa a ser perguntado é o quanto de crescimento econômico é necessário para reduzir ou estabilizar a taxa de desemprego, e assim os coeficientes de Okun são estimados para diferentes países, regiões e períodos de tempo (OBERST e OELGEMÖLLER, 2013). Dessa forma, a Lei de Okun passa a ser vista como a elasticidade da taxa de desemprego em relação ao crescimento do produto (CAZES, VERICK e AL HUSSAMI, 2012). Embora um teste de causalidade – a exemplo do teste proposto por Granger (1969) – possa apontar a relação causal entre duas variáveis, seguimos uma única corrente com o intuito de manter a comparabilidade, dada a grande quantidade de séries estimadas, optando pela que define o produto ou o hiato do produto como variável dependente. Convém ressaltar que os resultados de ambas as correntes, segundo Lee (2000), são qualitativamente semelhantes.

2010), de forma que é de se esperar que a elasticidade da taxa de desemprego em relação à produção seja maior em países onde a proteção contra a despedida é mais fraca (CAZES, VERICK e AL HUSSAMI, 2012). Porém, diferentes coeficientes de Okun entre os países não podem ser explicados tão somente por diferenças de regulação no mercado de trabalho, uma vez que nem sempre o coeficiente é maior³ em mercados mais flexíveis (CAZES e VERICK, 2011). Há ainda outros fatores que influenciam o coeficiente de Okun, como é o caso da participação da força de trabalho, dos níveis de qualificação dos trabalhadores e da produtividade do trabalho (MARIE-ESTELLE e FACCHINI, 2013). Ball, Jalles e Loungani (2014) complementam que a magnitude do coeficiente depende dos custos relacionados ao ajuste do emprego, que podem ser tanto custos tecnológicos como custos advindos das leis de proteção ao emprego; e do número de trabalhadores que entram e saem da força de trabalho. Como esses fatores são diferentes entre os países, assim tende a ser também os coeficientes.

A Lei de Okun é marcada pela simplicidade, pois envolve duas importantes variáveis macroeconômicas (KNOTEK, 2007); considerada uma regra de ouro; um ponto de referência para *policy makers* que buscam medir o custo do aumento do desemprego (LEE, 2000); importante para a previsão e elaboração de políticas (HARRIS e SILVERSTONE, 2001), inclusive macroeconômicas com vistas a determinar a taxa de crescimento ótimo ou desejável (SILVAPULLE, MOOSA e SILVAPULLE, 2004); importante instrumento para a previsão de alterações na taxa de desemprego (KNOTEK, 2007); importante pilar macroeconômico (SILVAPULLE, MOOSA e SILVAPULLE, 2004); parte do núcleo de práticas macroeconômicas, resultante de uma regularidade empírica verdadeiramente robusta e de confiabilidade impressionante, que todos nós “deveríamos acreditar” (BLINDER, 1997); uma das relações mais duradouras na Macroeconomia e que tem importantes implicações para a política macroeconômica, especialmente na determinação da taxa de crescimento ideal e desejável do produto (MOAZZAMI e DADGOSTAR, 2009). Samuelson (1980) qualifica a Lei de Okun como uma regra de ouro que se apresenta muito bem em meio à inexatidão da economia.

Ademais, por ser elo entre a curva de oferta agregada e a curva de Phillips (HARRIS e SILVERSTONE, 2001) – ao tomarmos como pressuposto o fato de que,

³ Menor, segundo esses mesmos autores ao levarem em consideração a versão *differences* que leva em conta, na equação, um valor negativo do β .

segundo Stiglitz (1997), as alterações na taxa de inflação são, em grande medida, decorrentes do contexto do mercado de trabalho, que pode ter uma medida aproximada por meio da taxa de desemprego – muitos economistas, de acordo com Wen e Chen (2012) apresentam a Lei de Okun como ferramenta útil para a política monetária, pois sugere espaço para a formulação de políticas de aumento do produto agregado, reduzindo ainda mais o desemprego. Para essa utilidade, é necessário que essa relação seja estatisticamente significativa e que a taxa natural de desemprego seja devidamente avaliada.

Os *forecasters*, ou seja, os especialistas que fazem projeções, segundo estudo de Ball, Jalles e Loungani (2014), confiam na Lei de Okun, dada a relação negativa encontrada entre as previsões do desemprego e as revisões das previsões do PIB real, o que faz com que esses autores sustentem a tese de que são as previsões do PIB que orientam as previsões do desemprego, de tal modo que quando a previsão do PIB é revisada para baixo, a previsão da taxa de desemprego é revisada para cima.

Apesar da sua popularidade, a estabilidade e a utilidade da Lei de Okun são alvos de contestações (WEN e CHEN, 2012). Harris e Silverstone (2001) reconhecem a utilidade teórica e empírica da Lei de Okun, mas consideram que a maioria das especificações assume que há uma relação simétrica, o que implica que as expansões e as contrações do produto real têm o mesmo efeito sobre o desemprego absoluto, fato que pode não ocorrer. Segundo Cazes e Verick (2011), a assimetria ocorre quando, na série temporal, a relação entre o produto e o desemprego diverge entre si ao longo do ciclo de negócios, de modo que há diferentes sensibilidades nessa relação. É provável que a taxa de desemprego diminua em tempos de expansão mais do que aumente em períodos de recessão, dados fatores institucionais do mercado de trabalho⁴. Além de assimetria, Silvapulle, Moosa e Silvapulle (2004) e Mayes e Viren (2002) são exemplos de autores que demonstraram não-linearidade na relação entre o produto e o desemprego. Ademais, segundo Chamberlin (2011), por ser uma

⁴ Segundo Silvapulle, Moosa e Silvapulle (2004), a restrição da capacidade dos empregadores em demitir trabalhadores faz com que o desemprego responda menos a mudanças do produto durante as fases de contração do que na expansão. Por outro lado, os empregadores tendem a ser mais pessimistas durante as recessões do que otimistas na expansão, agindo mais rapidamente com más notícias do que com boas notícias. Para esses autores, o segundo argumento é mais relevante para os EUA, enquanto que o primeiro é possível que seja mais apropriado para a Europa. De uma forma ou de outra, Cazes, Verick e Al Hussami (2012) argumentam que, a nível macroeconômico, a legislação de proteção ao emprego pode servir como um "estabilizador" ao suavizar o ajuste do mercado de trabalho a choques macroeconômicos adversos. Importante citar que há ainda outros fatores institucionais que influenciam o mercado de trabalho, a exemplo de seguro-desemprego e sindicatos.

relação estatística, pode estar sujeita a quebras estruturais⁵ ou de mudança de regime. Não obstante, a Lei de Okun é tida como uma regra de ouro para prever como as mudanças no produto afetarão o mercado de trabalho, mas que, segundo Beaton (2010), deve ser utilizada com cautela dada a sua instabilidade ao longo do ciclo de negócios.

É rara a denominação de “lei” para uma relação macroeconômica, mas não foi por acaso que a Lei de Okun ganhou este nome (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012). A Lei de Okun tem sido vastamente aceita como uma regularidade empírica (BEATON, 2010) e continua sendo, talvez, algo que mais se aproxima de uma lei no âmbito da Macroeconomia (FREEMAN, 2000). De acordo com Ball, Leigh e Loungani (2012), não é tão universal quanto à lei da gravidade, mas é forte e estável para os padrões macroeconômicos, e é, certamente, mais confiável do que uma típica relação macro, a exemplo da curva de Phillips, que é constantemente apontada como alvo de anomalias.

Na verdade, a Lei de Okun é uma relação estatística e não propriamente uma característica estrutural da economia. Nesse sentido, como qualquer relacionamento estatístico, pode estar sujeita a revisões, no contexto de uma economia em constantes mudanças (KNOTEK, 2007). No entanto, Ball, Leigh e Loungani (2012) compreendem que a Lei de Okun se apresenta como uma relação forte e estável na maioria dos países, e que não sofreu alteração substancial durante a Grande Recessão de 2008-2009. Afirmam ainda que, de forma geral, sua utilização é consistente para verificar se mudanças no desemprego estão relacionadas a flutuações do produto.

É importante destacar que a Lei de Okun foi desenvolvida com o pressuposto de que mais trabalho resulta em uma maior produção (CHAMBERLIN, 2011). Contudo, Okun afirmou que as mudanças na taxa de desemprego, isoladamente, não são capazes de serem explicadas totalmente apenas pelas variações relatadas pelo produto real. Ou seja, o próprio Okun declarou que há outros fatores relacionados a essas variáveis (ADANU, 2005) – a exemplo do estoque de capital, nível de utilização da capacidade instalada, produtividade, horas médias de trabalho, taxas de participação, tamanho da força de trabalho – mas que ele considerou que essa medida serve como um importante resumo da quantidade de trabalho que é empregado na

⁵ No contexto de análise da economia americana, uma recente crítica à Lei de Okun é que ela “quebra para baixo” durante recuperações, caso das três últimas recuperações, que foram chamadas de “recuperações sem emprego” (OWYANG e VERMANN, 2013).

economia, servindo como *proxy* para a quantidade de recursos ociosos (CHAMBERLIN, 2011). No contexto mais amplo de outras variáveis, o aumento do produto real pode ser resultante⁶, por exemplo, de um aumento da participação da força de trabalho, das horas trabalhadas e da produtividade (ADANU, 2005).

Nesse contexto, a resposta do mercado de trabalho a variações do produto em todos os países se apresenta como um estudo interessante (CHAMBERLIN, 2011). Ademais, além da importância de se estimar a Lei de Okun em nível nacional, estimativas da Lei de Okun em âmbito regional balizam os *policy makers* na estratégia de solucionar problemas regionais relativos ao desemprego (APERGIS e REZITIS, 2003), visto que as disparidades regionais das taxas de desemprego são grandes e persistentes na maioria dos países, o que implica que políticas de desemprego não podem ser vistas apenas a partir de uma perspectiva nacional (MARIE-ESTELLE e FACCHINI, 2013). Com isso, o conhecimento advindo desta relação para cada região é importante para a implementação de políticas econômicas sólidas e eficientes (VILLAVERDE e MAZA, 2009). Freeman (2000) complementa que a estimativa em termos regionais fornece evidências adicionais sobre a magnitude do coeficiente e demonstra as diferenças na capacidade de resposta dos mercados de trabalho a mudanças no produto, além de poder permitir a estimação de parâmetros mais eficientes.

⁶ Alguns estudos abordam a Lei de Okun por meio de uma função de produção que relaciona alterações do produto a diversas variáveis dessa natureza (CHAMBERLIN, 2011). Exemplo clássico na literatura é o artigo desenvolvido por Prachowny (1993), que estima a Lei de Okun a partir da relação de uma função de produção agregada Cobb-Douglas composta por horas de trabalho, produtividade e taxa de participação. Gordon (2010), utilizando uma função de produção, identificou que as três últimas recessões dos Estados Unidos (1990-1991, 2001 e 2007-2009) foram sucedidas por recuperações sem empregos, combinando um grande crescimento da produtividade com a queda do emprego.

3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

Esta seção apresenta alguns estudos em que a Lei de Okun foi estimada em nível nacional, internacional e regional. Cabe destacar que a magnitude dos coeficientes de cada estudo deve ter um olhar criterioso, pois além da obtenção de diferentes resultados a partir do método de obtenção do componente cíclico, o coeficiente tende a ser diferente em relação à versão da Lei de Okun. Não é possível comparar, quantitativamente, coeficientes de um estudo que utiliza o produto ou o hiato do produto como variável independente com outro que inverte e utiliza esta variável como dependente. Por exemplo, utilizando o filtro Hodrick-Prescott (HP) com $\lambda = 1.600$, em exercício próprio, ao estimarmos a Lei de Okun para os Estados Unidos no período de 1948q1 a 2014q3, por meio da versão *gap* (vide capítulo 4), identificamos, um coeficiente de -0,44 quando a variável dependente é o hiato do desemprego e a independente é o hiato do produto. Quando invertemos as variáveis dependente e independente, o coeficiente passa a ser de -1,74 (bem próximo da relação de 2 para 1). Com a versão *differences*, esses coeficientes passam a ser de -0,28 e de -1,69, respectivamente. A tabela 1 ilustra essa observação com estimativas para diferentes países.

Tabela 1: Coeficientes de Okun em diferentes países (2002q1 a 2014q3)

País	<i>Differences</i>		<i>Gap</i>	
	Variável dependente: ΔU_t	Variável dependente: ΔY_t	Variável dependente: $(U_t - U_t^*)$	Variável dependente: $(Y_t - Y_t^*)$
Alemanha	-0,132***	-1,890***	-0,173***	-2,103***
Áustria	-0,055	-0,646	-0,163***	-2,356***
Bélgica	-0,090	-0,213	-0,209***	-1,178***
Canadá	-0,339***	-1,916***	-0,421***	-2,063***
Coréia	-0,023	-0,390	-0,072**	-1,674**
Dinamarca	-0,100**	-0,792**	-0,299***	-1,302***
Eslovênia	-0,139***	-1,655***	-0,170***	-2,910***
Espanha	-0,802***	-0,817***	-1,095***	-0,732***
Estados Unidos	-0,324***	-1,151***	-0,638***	-1,241***
Estônia	-0,220***	-1,269***	-0,404***	-1,971***
Finlândia	-0,088***	-3,500***	-0,168***	-3,877***
França	-0,211***	-1,027***	-0,239***	-1,399***
Grécia	-0,272***	-1,547***	-0,461***	-1,235***
Holanda	-0,167***	-1,441***	-0,295***	-1,962***

Tabela 1: Coeficientes de Okun em diferentes países (2002q1 a 2014q3)

País	Differences		Gap	
	Variável dependente: ΔU_t	Variável dependente: ΔY_t	Variável dependente: $(U_t - U_t^*)$	Variável dependente: $(Y_t - Y_t^*)$
Hungria	-0,128**	-0,874**	-0,244***	-1,804***
Irlanda	-0,077*	-0,947*	-0,373***	-1,611***
Israel	-0,171*	-0,409*	-0,393***	-1,271***
Itália	-0,194***	-1,106***	-0,217***	-2,167***
Japão	-0,030	-1,547	-0,111***	-3,399***
Luxemburgo	-0,033*	-1,756*	-0,083***	-2,702***
México	-0,126***	-2,236***	-0,168***	-4,089***
Noruega	-0,027	-0,952	-0,188***	-1,472***
Nova Zelândia	-0,064	-0,416	-0,218***	-1,098***
Polônia	-0,391***	-0,516***	-0,871***	-0,492***
Portugal	-0,282***	-0,946***	-0,463***	-1,032***
Reino Unido	-0,184***	-1,504***	-0,251***	-2,353***
República Eslovaca	-0,129***	-1,225***	-0,353***	-1,299***
República Tcheca	-0,205	-1,672	-0,341	-1,822
Suécia	-0,105***	-1,592***	-0,214***	-2,146***
União Europeia (28 países)	-0,260***	-2,124***	-0,321***	-1,990***

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados dessazonalizados da OCDE.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística nos níveis de 1, 5, e 10 por cento, respectivamente. As especificações das versões da Lei de Okun constam da seção 4.

3.1 Níveis Nacional e Internacional

Moosa (1997), a partir de dados anuais de 1960 a 1995, estimou a Lei de Okun para sete países avançados (Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido) com o uso da versão *gap* da Lei de Okun, sendo os componentes cíclicos extraídos a partir da técnica de Harvey. O coeficiente mais baixo, em valores absolutos, foi o do Japão (-0,09), e o mais alto foi o do Canadá (-0,46). Adicionalmente, tomando o ano de 1973 como *breakpoint*, o autor identificou uma quebra estrutural da Lei de Okun na Alemanha e no Reino Unido.

Lee (2000) utilizou dados anuais de dezesseis países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) no período de 1955 a 1996 e submeteu às versões *differences* e *gap* de Okun, tendo, respectivamente, o produto e o hiato do produto como variável dependente e o desemprego e o hiato do desemprego como independente. O modelo *gap* foi construído a partir dos filtros HP, Beveridge-Nelson e Kalman, sendo este com base na *non-accelerating inflation rate of unemployment* (NAIRU). O estudo aponta que as estimativas são sensíveis à

escolha do modelo, que a Lei de Okun é válida para a maioria dos países, evidências de assimetria em alguns países e evidências de quebras estruturais por volta da década de 1970. Resumindo a análise aos resultados encontrados a partir da versão *gap* e com uso do filtro HP, foram verificados coeficientes que iam de -0,57 na Itália a -6,55 no Japão.

Harris e Silverstone (2001) estimaram a Lei de Okun para sete países da OCDE (Alemanha, Austrália, Canadá, Estados Unidos, Japão, Nova Zelândia e Reino Unido), com o uso de dados trimestrais de 1978 a 1999. Para o modelo⁷ que capta o coeficiente de Okun de longo prazo, os resultados apontam, para a maioria dos países, coeficientes entre -0,39 e -0,5, exceto para o Reino Unido e Japão, cujos valores foram de -0,26 e de -0,09, respectivamente. O estudo apontou ainda a existência de assimetria para os países, com exceção do Canadá.

Beaton (2010), a partir da versão *differences* da Lei de Okun e do modelo *time-varying parameter* (TVP), estimou coeficientes de Okun para o Canadá e para os Estados Unidos. Para o Canadá, a partir de dados trimestrais de 1961q1 a 2009q2, a variação de um 1 ponto percentual na taxa de desemprego esteve associada a uma alteração, em sentido oposto, de aproximadamente 2,6% do produto real; enquanto que nos Estados Unidos, no período de 1948q1 a 2009q2, esse percentual foi de 2%. No Canadá, o coeficiente de Okun de curto prazo foi de -0,16 e o de longo prazo, -0,31. Para os Estados Unidos, esses coeficientes foram de -0,23 e de -0,39, respectivamente. O autor encontrou ainda um comportamento assimétrico da Lei de Okun ao longo do ciclo de negócios, de forma que o coeficiente foi, em valores absolutos, maior em recessões do que em expansões. Além disso, os resultados apontaram quebras estruturais na relação entre a variação do desemprego e a variação do produto. No caso do Canadá, houve uma quebra estrutural em 1979 e outra em 1985, enquanto que nos Estados Unidos houve uma quebra em 1974 e outra em 1983.

Chamberlin (2011), utilizando dados da economia do Reino Unido entre 1973q1 e 2010q3, estimou a Lei de Okun através das versões *differences*, *gap* e dinâmica, sendo os componentes cíclicos extraídos pelo filtro HP. Em síntese, os resultados apontam para um coeficiente de -0,14 para a versão *differences* e de -0,07 para a

⁷ Quando, expressamente, neste trabalho, não houver disposição em contrário, considera-se, a depender da versão da Lei de Okun, o produto ou o hiato do produto como variável independente, e o desemprego ou o hiato do desemprego como dependente.

versão *gap*. As defasagens da versão dinâmica contribuíram para melhorar o ajuste do modelo. O autor demonstrou ainda a não-estabilidade do coeficiente ao longo do tempo e a diferença de comportamento entre recessões e expansões no Reino Unido. De forma secundária, em breve análise *cross-country*, o autor estimou, com dados de 1984q1 a 2010q3 e por meio da versão *differences*, os seguintes coeficientes: Japão, -0,03; Itália, -0,06; Alemanha, -0,11; França, -0,22; Reino Unido, -0,24; e Estados Unidos, -0,32.

Ball, Leigh e Loungani (2012) estimaram a Lei de Okun para os Estados Unidos e para vinte países avançados. Os autores utilizaram as versões *differences*, *gap* e dinâmica da lei, sendo os níveis de longo prazo estimados pelo filtro HP. Para a economia americana, os resultados a partir de dados trimestrais de 1948q2 a 2011q4 apontam para coeficientes de -0,43 e de -0,29 quando as estimativas são realizadas pela versão *gap* com filtro HP de $\lambda = 1.600$ e para a versão *differences*, respectivamente. No caso das 20 economias avançadas, a Lei de Okun, estimada pela versão *gap* com dados anuais de 1980 a 2011 e uso do filtro HP, se mostrou válida em todos os países, variando de -0,14 na Áustria a -0,85 na Espanha. Os autores encontraram indícios de não-estabilidade da Lei de Okun em apenas 7 dos 20 países e, para o caso dos Estados Unidos, sustentaram a tese de que não há que se falar em quebras estruturais nesse período.

Owyang e Sekhposyan (2012), a partir de dados de 1949q1 a 2011q4 da economia americana, com a utilização de um filtro *band pass* e alternativamente com o uso do produto potencial calculado pelo *Congressional Budget Office* (CBO), estimaram a Lei de Okun por meio da versão *differences*, da versão *gap* que relaciona a variação do desemprego ao hiato do produto, de um modelo dinâmico e de um modelo com variáveis *dummy* que captam o efeito de recessões. Sumariamente, para a versão *differences* foi encontrado um coeficiente angular de -0,29. Para a versão *gap* em que o hiato do produto é obtido pelo filtro *band pass*, o coeficiente foi de -0,58. *Rolling regressions* foram utilizadas para verificar a variação temporal do coeficiente de Okun, o que restou evidenciando que a relação não é estável ao longo do tempo. Ademais, quebras estruturais foram identificadas principalmente em épocas de recessão.

Para o Brasil, Dezordi (2011), a partir de dados trimestrais, do uso do filtro HP e de versão da lei que relaciona a variação do desemprego ao hiato do produto, estimou a Lei de Okun para o período compreendido entre 2002 e 2010, e encontrou

um coeficiente de -0,136. Tombolo e Hasegawa (2014), utilizando dados de 1980q1 a 2013q3, estimaram a Lei de Okun através da versão *differences* com e sem defasagens e da versão que capta os coeficientes de longo prazo, e encontraram coeficientes que variavam de -0,116 a -0,205.

O quadro abaixo resume os resultados comentados acima.

Quadro 1: Resumo da revisão de literatura em níveis nacional e internacional

Autor	Abrangência	Período	Versão da Lei	Filtro	Principais Resultados
Moosa (1997)	7 países avançados	1960 a 1995	<i>Gap</i>	Harvey	β entre -0,09 no Japão e -0,46 no Canadá
Lee (2000)	16 países da OCDE	1955 a 1996	<i>Differences*</i> e <i>gap**</i>	HP, Beveridge-Nelson e Kalman	Validade na maioria dos países $\beta = -0,57$ na Itália a -6,55 no Japão (HP; <i>gap</i>)
Harris e Silverstone (2001)	7 países da OCDE	1978 a 1999	<i>Long-run model</i>	-	β entre -0,39 e -0,5, exceto para o Reino Unido e Japão, cujos valores foram de -0,26 e de -0,09
Beaton (2010)	Canadá e EUA	1961q1 a 2009q2 (CA); 1948q1 a 2009q2 (EUA)	<i>Differences</i>	-	$\beta = -0,31$ no Canadá e -0,39 nos EUA
Chamberlin (2011)	Reino Unido	1973q1 a 2010q3	<i>Differences, gap</i> e dinâmica	HP	$\beta = -0,14$ (<i>differences</i>) e -0,07 (<i>gap</i>)
Ball, Leigh e Loungani (2012)	EUA e 20 países avançados	1948q2 a 2011q4 (EUA); 1980 a 2011 (países avançados)	<i>Differences, gap</i> e dinâmica	HP	Validade nos EUA e nas 20 economias avançadas EUA: $\beta = -0,43$ (<i>gap</i>) e -0,29 (<i>differences</i>) $\beta = -0,14$ na Áustria a -0,85 na Espanha (<i>gap</i>)
Owyang e Sekhposyan (2012)	EUA	1949q1 a 2011q4	<i>Differences</i> e <i>gap</i>	BP e CBO	$\beta = -0,29$ (<i>differences</i>) e -0,58 (<i>gap</i>)
Dezordi (2011)	Brasil	2002q1 a 2010q4	<i>Gap</i>	HP	$\beta = -0,136$

Quadro 1: Resumo da revisão de literatura em níveis nacional e internacional

Autor	Abrangência	Período	Versão da Lei	Filtro	Principais Resultados
Tombolo e Hasegawa (2014)	Brasil	1980q1 a 2013q3	<i>Differences e long-run model</i>	-	β entre -0,116 a -0,205

Nota: * e ** indicam que a variável dependente é, respectivamente, a variação do desemprego e o hiato do desemprego.

3.2 Nível Regional

Desde a contribuição original de Okun, esta lei tem sido frequentemente abordada em estudos macroeconômicos em nível nacional e internacional, havendo poucos estudos que compreendam a relação em nível regional (MARIE-ESTELLE e FACCHINI, 2013). Nos últimos anos, alguns estudos têm buscado superar esta lacuna ao versar a relação entre produto e desemprego na dimensão regional (VILLAVARDE e MAZA, 2009). Desde Freeman (2000), alguns artigos analisaram a questão em nível regional. A literatura existente pode ser sintetizada como segue.

Freeman (2000) testou a Lei de Okun para oito regiões americanas, a partir de dados anuais de 1977 a 1997, bem como em termos nacionais para os trimestres compreendidos no período 1959-1998. Foi utilizado o filtro *band pass* de Baxter-King, o filtro de tendência quadrática e a versão *gap* da Lei de Okun que considera o hiato do produto como variável dependente e o hiato do desemprego como independente. As estimativas apontam para um coeficiente próximo a -2 para os dados nacionais e regionais. Ele concluiu que parece não haver diferenças regionais na capacidade de resposta da produção a reduções no desemprego, no que se refere aos desvios dos níveis de equilíbrio.

Apergis e Rezitis (2003), a partir de dados anuais de 1960 a 1997, estimaram coeficientes de Okun para determinadas regiões da Grécia. Foram utilizados os filtros de Hodrick-Prescott (HP) e de Baxter-King (BK), bem como a versão *gap* da Lei de Okun que considera o hiato do produto como variável explicada e o hiato do desemprego como explicativa. Os resultados apontam que não há diferenças inter-regionais, exceto para duas das 8 regiões estudadas. Tomando o caso do filtro HP, a média do coeficiente de Okun nas regiões homogêneas foi de -1,4, enquanto que as outras duas regiões tiveram coeficientes de -2,93 e -3,56.

Christopoulos (2004) estimou, a partir de dados anuais de 1971 a 1993, mediante utilização de cointegração com dados em painel, o coeficiente de Okun para

treze regiões gregas e forneceu evidências de que a relação, que toma o log do produto como variável explicada e o tempo e o log do desemprego como explicativa, pode ser confirmada em apenas seis regiões. Os coeficientes variavam de -0,32 a -1,7 entre as regiões. Além disso, verificou a existência de uma relação de longo prazo entre o desemprego e o crescimento do produto nas regiões gregas.

Adanu (2005) estimou coeficientes de Okun para dez províncias do Canadá, a partir de dados anuais de 1981 a 2001, filtro HP e tendência quadrática, e da versão dinâmica da Lei de Okun que considera o hiato do produto como variável dependente e o hiato do desemprego como independente. Ele concluiu que os coeficientes são mais elevados, em valores absolutos, nas províncias relativamente maiores e mais industrializadas. Com o filtro HP, os coeficientes compreendiam a faixa de -0,39 a -2,14 entre as províncias.

Villaverde e Maza (2007) analisaram a Lei de Okun para a Espanha e para dezessete regiões, com dados anuais do período 1980-2004. A partir do uso de duas técnicas diferentes de tendência (filtro HP e tendência quadrática) e do modelo *gap* da Lei de Okun que considera o hiato do produto como variável explicada e o hiato do desemprego como explicativa, os resultados evidenciaram, além de uma relação inversa entre o desemprego e o produto para a maioria das regiões espanholas e para todo o país, coeficientes de Okun bastante distintos, que, com o filtro HP, variavam entre -0,32 e -1,55. Mais tarde, em trabalho muito semelhante, os próprios Villaverde e Maza (2009) acrescentaram o filtro Baxter-King à análise e concluíram que com o uso deste filtro, a Lei de Okun é confirmada em onze regiões, ao passo que com o filtro HP e com o filtro de tendência quadrática é confirmada em quinze das dezessete regiões. No mesmo sentido, os autores concluem que as diferenças regionais nos coeficientes de Okun são notáveis e estatisticamente significativas. Com o filtro BK, os coeficientes ocupavam a faixa de -0,42 a -1,12.

Marie-Estelle e Facchini (2013) estimaram, a partir de dados anuais, do uso do filtro HP, de dados em painel e da versão *gap* que considera o hiato do produto como variável dependente e o hiato do desemprego como independente, a Lei de Okun para cada uma das 22 regiões administrativas da França, no período de 1990 a 2008. Os resultados apontam que os coeficientes apresentam diferenças regionais, sendo a referida lei confirmada em catorze regiões e invalidada nas demais. Os coeficientes válidos estavam compreendidos na faixa de -0,91 a -1,81.

O quadro a seguir resume os resultados comentados acima.

Quadro 2: Resumo da revisão de literatura em nível regional

Autor	Abrangência	Período	Versão da Lei	Filtro	Principais Resultados
Freeman (2000)	EUA e 8 regiões americanas	1959q1-1998q4 (EUA) 1977 a 1997 (regiões)	Gap**	BK e tendência quadrática	β por volta de -2 nos EUA e na maioria das regiões
Apergis e Rezitis (2003)	8 regiões da Grécia	1960 a 1997	Gap**	HP e BK	$\beta = -1,4$ nas regiões homogêneas. Duas outras regiões: -2,93 e -3,56
Christopoulos (2004)	13 regiões da Grécia	1971 a 1993	Long-run model*	-	Validade em 6 das 13 regiões $\beta = -0,37$ a -1,7
Adanu (2005)	10 províncias do Canadá	1981 a 2001	Gap**	HP e tendência quadrática	$\beta = -0,39$ a -2,14
Villaverde e Maza (2007)	Espanha e 17 regiões espanholas	1980-2004	Gap**	HP e tendência quadrática	Validade na maioria das regiões $\beta = -0,32$ a -1,55
Villaverde e Maza (2009)	Espanha e 17 regiões espanholas	1980-2004	Gap**	HP, BK e tendência quadrática	Validade na maioria das regiões $\beta = -0,42$ a -1,12
Marie-Estelle e Facchini (2013)	22 regiões administrativas da França	1990 a 2008	Gap**	HP	Validade em 14 das 22 regiões $\beta = -0,91$ a -1,81

Nota: * e ** indicam que a variável dependente é, respectivamente, a variação do desemprego e o hiato do desemprego.

É importante ressaltar que a magnitude desses coeficientes não pode ser comparada com a deste estudo, pois optamos pela corrente que utiliza o produto como variável independente e o desemprego como dependente, tanto para a versão *differences* quanto para a versão *gap*. Entretanto, pode-se observar que, sumariamente, a maioria desses trabalhos evidencia substanciais diferenças regionais dos valores dos coeficientes de Okun. Cabe agora verificar se o mesmo acontece no Brasil.

4 METODOLOGIA E DADOS

Para estimar o coeficiente de Okun, parte-se da premissa de que existem alguns níveis de longo prazo do produto, do emprego e do desemprego. Utiliza-se o termo "produto potencial" para o produto de longo prazo, e "taxa natural" para o desemprego de longo prazo (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012). A definição formal de produto potencial pode ser originalmente creditada a Arthur Okun, em 1962 (MURRAY, 2014). Okun acreditava que o produto potencial não era o potencial máximo incondicional do que a economia poderia produzir, mas que era resultado do pleno emprego, ou seja, o que para ele seria o nível de emprego que não causaria pressões inflacionárias, ou o nível da NAIRU⁸ (OWYANG e SEKHPOSYAN, 2012), que, de acordo com Gordon (1997), pode ser definida como a taxa de desemprego consistente com uma inflação constante. Segundo Ball, Leigh e Loungani (2012), o produto potencial é determinado pela capacidade produtiva da economia e se expande, no decorrer do tempo, em função da evolução tecnológica e da acumulação de fatores de produção. A taxa natural de desemprego e o nível de longo prazo do emprego são determinados pelo tamanho da força de trabalho e por fricções no mercado de trabalho. Quando o produto está no seu nível de longo prazo, o emprego e o desemprego também estarão. Assim sendo, Okun postula que mudanças na demanda agregada fazem o produto flutuar em torno do potencial. Esses movimentos provocam as empresas a contratar ou a demitir trabalhadores, o que muda o nível do emprego, e este, por sua vez, altera a taxa de desemprego. Nesse sentido, essa relação pode ser expressa por:

$$E_t - E_t^* = \gamma (Y_t - Y_t^*) + \eta_t, \quad \gamma > 0 \quad (1)$$

$$U_t - U_t^* = \delta (E_t - E_t^*) + \mu_t, \quad \delta < 0 \quad (2)$$

⁸ Quando o desemprego está abaixo da NAIRU, existe uma pressão para o aumento da inflação; e quando está acima, a pressão é para a queda da inflação (STIGLITZ, 1997). Em seu trabalho original, Okun (1962) considerou uma NAIRU de 4%. Souza Junior (2009) chama a atenção de que há divergências na literatura quanto à possibilidade de considerar a taxa natural de desemprego como sinônimo da NAIRU. Stiglitz (1997) e Gordon (1997) partilham da opinião de que são sinônimos; Ball e Mankiw (2002) sustentam que são sinônimos aproximados; Silva Filho (2008) entende que a NAIRU converge para a definição de taxa natural somente quando se considera a taxa de desemprego que não aumenta a inflação no médio e no longo prazo; enquanto que para Tobin (1997), tratam-se de conceitos distintos.

Onde E_t é o *log* do emprego, Y_t é o *log* do produto, U_t é a taxa de desemprego, γ é o coeficiente da elasticidade do produto em relação ao trabalho, δ é o coeficiente do efeito do emprego na taxa de desemprego, e * indica um nível de longo prazo. Os termos de erro η_t e μ_t captam, respectivamente, fatores que alteram a relação entre as variáveis de suas equações.

Nesse contexto, pode-se derivar a Lei de Okun substituindo (1) em (2):

$$U_t - U_t^* = \beta (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t, \quad \beta < 0 \quad (3)$$

Onde $\beta = \gamma\delta$ e $\varepsilon_t = \mu_t + \eta_t$. Assim, o coeficiente β da Lei de Okun depende dos coeficientes das duas relações que dão suporte à lei. O termo de erro ε_t capta fatores que alteram a relação entre o desemprego e o produto, como mudanças na produtividade ou mesmo na participação na força de trabalho.

Em seu artigo original, Okun apresentou duas abordagens para estimar a lei. Uma delas, conhecida como versão *gap* ou “*levels*”, serve para estimar a equação (3). Nessa abordagem, a dificuldade é medir a taxa natural U^* e o produto potencial Y^* (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012), pois esses valores não são observáveis e devem ser estimados (DRITSAKI e DRITSAKIS, 2009). Dessa forma, o desafio de aplicar a Lei de Okun está em identificar o produto potencial e a taxa natural de desemprego (FREEMAN, 2000). O método mais utilizado para contornar essa situação é suavizar a série do produto e do desemprego com o filtro Hodrick-Prescott (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012). Não existe uma forma simples e fácil de encontrar o PIB potencial e a taxa natural que garanta a precisão das estimativas. Essa precisão influencia diretamente o coeficiente estimado da lei (ADANU, 2005). O julgamento é inevitável (MURRAY, 2014), uma vez que essa análise requer um certo grau de arbitrariedade tanto na escolha dos parâmetros, caso dos métodos estatísticos; quanto na abordagem teórica e na escolha dos dados, das especificações e das técnicas de estimativas, caso dos trabalhos econométricos (DENIS, MC MORROW e RÖGER, 2002). No geral, são técnicas estimadas por métodos de séries temporais ou a partir da construção de uma função de produção (FREEMAN, 2000). Dentre as formas encontradas na literatura, destacam-se as técnicas univariadas para séries temporais (remoção de tendências determinísticas ou quadráticas, decomposição *trend-cycle*, primeiras diferenças), técnicas mais sofisticadas como o filtro Hodrick-Prescott, os filtros *band pass* de Baxter-King (ADANU, 2005) e de Christiano-Fitzgerald (CF)

(HUANG, 2003); decomposição de Beveridge-Nelson e as técnicas multivariadas (MURRAY, 2014), das quais se pode destacar o filtro Hodrick-Prescott multivariado com função de produção (HPFP) (BARBOSA FILHO, 2009). Nesse contexto, métodos univariados são aqueles que utilizam apenas a sua própria série histórica. Já os métodos multivariados são compostos de mais de uma variável (MURRAY, 2014).

Em razão de ser um tema controverso por não haver um consenso do que sejam flutuações econômicas, bem como pela utilização de uma abordagem estatística “*versus*” uma abordagem econômica para remoção da tendência (CANOVA, 1988), a moderna Macroeconomia oferece várias alternativas para a separação de tendências e ciclos em séries temporais econômicas (FREEMAN, 2000). Diferentes métodos nos permitem olhar, alternativamente, para as séries com uma perspectiva diferente. O importante não é questionar qual é o método mais apropriado, mas se valer da possibilidade de que diferentes conceitos de ciclo podem gerar informações alternativas que subsidiem um olhar mais aprimorado de fenômenos econômicos e para validar teorias (CANOVA, 1988). Alguns autores utilizam mais de um método. A finalidade de se utilizar dois métodos de remoção de tendências, segundo Adanu (2005), é permitir observar a sensibilidade do coeficiente de Okun à escolha do método. Lee (2000) utilizou três diferentes filtros e chegou à conclusão de que as estimativas da Lei de Okun são sensíveis à escolha do método de filtragem. Os gráficos 1 e 2, no apêndice, ao evidenciarem o componente cíclico obtido por diferentes filtros, favorecem o entendimento de que realmente o coeficiente seja sensível, especialmente quando visualizamos as extremidades das linhas do gráfico. As discrepâncias, segundo o BCB (2005), evidenciam as dificuldades intrínsecas ao processo de estimação. O filtro Hodrick-Prescott, apesar de ser uma técnica recente, vem sendo muito utilizado pela teoria macroeconômica, sobretudo na teoria dos ciclos econômicos (DRITSAKI e DRITSAKIS, 2009). Sendo assim, os estudos empíricos que tratam da Lei de Okun têm registrado uma grande variedade de métodos econométricos, tanto para extrair o componente cíclico como para verificar a relação entre o produto e o desemprego (CRESPO-CUARESMA, 2003). O Banco Central do Brasil, segundo a publicação BCB (2005), utiliza quatro métodos para acompanhar o produto potencial brasileiro: tendência linear, filtro HP, função de produção Cobb-Douglas e o filtro HPFP. A escolha da metodologia de remoção de tendência, segundo Freeman (2000), pode explicar a falha de rejeitar a não-estacionariedade das variáveis que serão utilizadas na regressão. Neste trabalho,

além do filtro HP, utilizamos a tendência linear (TL), tendência quadrática (TQ), e a decomposição de Beveridge-Nelson (BN).

O método mais simples e antigo para se obter o componente cíclico da série, segundo Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2010), é a tendência linear, que pode ser expressa pela seguinte equação:

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Sendo α uma constante; β , o parâmetro estimado; t , um termo de tendência; ε , o erro da regressão; e T , o tamanho da amostra. O pressuposto desse modelo, de acordo com Souza Junior (2009), é que a série pode ser decomposta em um componente de tendência ($\alpha + \beta t$) e um componente cíclico (ε_t). Referindo-se à aplicação da tendência linear à série do log do PIB, o autor afirma que esse método, por supor que o crescimento potencial é constante (β), não reconhece a existência de choques de oferta. A questão é que, geralmente, as referidas séries não são estacionárias. Com isso, o componente cíclico pode abranger parte do que deveria ser o componente de tendência.

A extensão da tendência linear, a partir do acréscimo do termo quadrático, segundo Cusinato, Minella e Pôrto Júnior (2010), é denominada tendência quadrática, e pode ser assim definida:

$$y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

Hodrick e Prescott (1997) propuseram⁹ uma técnica de remoção de tendência que pode ser aplicada a dados dispostos em uma série de tempo. Com isso, é possível separar uma série temporal (y_t) em tendência (g_t) e em componentes cíclicos (c_t), uma vez que $y_t = g_t + c_t$. Cabe ressaltar que há ainda o componente sazonal, mas Hodrick e Prescott desenvolveram o método considerando que, de forma precedente, os dados já tenham sido sazonalmente ajustados. Para os autores, o componente de tendência pode conter uma tendência determinística ou uma tendência estocástica. O parâmetro de suavização determina os períodos dos ciclos estocásticos que

⁹ Na verdade, em 1980, Hodrick e Prescott (1980) distribuíram o método para analisar o ciclo de negócios dos EUA no pós-guerra, mas só foi em 1997 que o trabalho foi publicado (FAVERO, 2001).

impulsionam o componente cíclico estacionário. Formalmente, a equação para estimar o filtro HP pode ser definida por:

$$\frac{Min}{\{g_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (6)$$

Onde $c_t = y_t - g_t$. É nesse sentido que a soma dos quadrados dos desvios é minimizada, e conferida à penalização pelo parâmetro λ . A suavidade da tendência depende, então, do λ . Nesse particular, a tendência se torna mais suave quando $\lambda \rightarrow \infty$, de forma que, como observado por Ball e Mankiw (2002), se não fosse a penalização, o filtro produziria a série original; enquanto que um λ elevado produziria uma tendência linear. Segundo Murray (2014), o filtro HP exige explícito julgamento sobre a escolha do parâmetro de suavização. No entanto, Hodrick e Prescott (1997) recomendam um λ de 1.600 para séries de dados trimestrais, que, de acordo com Souza Junior (2009) é o valor padrão utilizado para dados trimestrais pela literatura de ciclos econômicos reais. Uma vantagem, segundo o autor, é que o uso do filtro HP facilita aplicações empíricas. Adanu (2005) complementa que outra vantagem é o fato de a série resultante sem tendência ser estacionária.

Por outro lado, de acordo com Souza Junior (2009), uma desvantagem do filtro HP é que, por ser univariado, não leva em consideração outros fatores importantes da estrutura da economia que contribuem para a compreensão da tendência do crescimento econômico. Outro problema é o chamado *border effect* (BARBOSA FILHO, 2009) ou problema do ponto final, segundo o qual afeta não somente o filtro HP, mas outros “filtros de dois lados”, dada a indisponibilidade de dados do final da amostra. Ao fim da amostra, o hiato do produto negativo tende a enviesar o produto potencial para baixo, enquanto que o hiato positivo tende a enviesar para cima (MURRAY, 2014). No caso do PIB, por exemplo, Barbosa Filho (2009) afirma que quando o PIB cresce mais rápido do que no passado recente, o PIB potencial tende a ser revisado para cima. A revisão para baixo ocorre quando o PIB cresce mais lento do que no passado recente. Assim, revisões das estimativas do produto potencial de hoje ocorrem à medida que vão se conhecendo valores futuros do PIB. Souza Junior (2009) complementa que se os dados do final da amostra não refletirem a tendência de longo prazo, oportuniza que a série resultante seja subestimada ou superestimada,

de modo que, conforme observa Barbosa Filho (2009) – referindo-se ao PIB –, em caso de uma alta taxa de crescimento econômico, o que pode parecer uma atividade aquecida hoje, pode ser posteriormente considerada neutra ou subaquecida, o que, de acordo com uma publicação do IEDI (2006), é decorrência do fato de que a tendência de longo prazo é uma média ponderada dos valores observados, de modo que o crescimento do produto potencial depende da evolução vindoura da economia, manifestando o caráter endógeno da estimativa do hiato. Baxter e King (1995) – desenvolvedores do filtro BK – afirmam que o problema de borda do filtro HP gera substanciais distorções do componente cíclico, e consideram que este filtro pode, em determinados casos, produzir aproximações razoáveis. Por sua vez, Harvey e Jaeger (1993) afirmam que as estimativas do filtro HP podem determinar um comportamento cíclico espúrio.

No entanto, como dizem Jahan e Mahmud (2013), qualquer que seja o método de estimar o produto potencial tem suas deficiências. Referindo-se à taxa natural de desemprego, Mankiw (2000) afirma que é impossível sabê-la com muita precisão. Segundo Ravn e Uhlig (2002), o filtro HP, apesar das críticas, tem resistido muito bem ao teste do tempo e das discussões, e é nesse contexto que Ball e Mankiw (2002) consideram que o filtro HP é uma abordagem padrão para estimar a tendência de uma série. Christiano e Fitzgerald (2003) – criadores do filtro CF – concluem que, para dados trimestrais, o filtro HP parece se ajustar muito bem.

Beveridge e Nelson (1981) fazem a decomposição de séries temporais não-estacionárias em componentes permanentes (tendências estocásticas) e transitórios (ciclos). O método parte do pressuposto de que mudanças na série ou em seu logaritmo natural são estacionárias com a representação de um processo *autoregressive-moving-average* (ARMA), ou *autoregressive integrated moving average* (ARIMA), ARIMA (p,1,q). A decomposição, de acordo com Canova (1988), conduz à obtenção de um componente permanente não-estacionário e de um componente cíclico estacionário. Araujo, Areosa e Guillén (2004) sintetizam o método da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \xi_t \quad (7)$$

Onde ε representa uma sequência de inovações, ou seja, choques. A diferença da série sobre períodos próximos a s é dada por:

$$y_{t+s} - y_t = \sum_{j=1}^s \Delta y_{t+j} = \sum_{j=1}^s \xi_t \quad (8)$$

A tendência é formalmente definida como:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_t[y_{t+s}] = y_t + \lim_{s \rightarrow \infty} E_t[\sum_{j=1}^s \xi_t] \quad (9)$$

A partir da equação (7), pode-se verificar que:

$$E_t[\xi_{t+j}] = E_t[\varepsilon_{t+j} + \beta_1 \varepsilon_{t+j-1} + \beta_2 \varepsilon_{t+j-2} + \dots] = \sum_{i=1}^{\infty} \beta_{j+i-1} \varepsilon_{t+j-i} \quad (10)$$

Pelo fato de as alterações na tendência serem imprevisíveis, isso constitui a decomposição da série em um passeio aleatório e um componente cíclico, de modo que $y_t = \tau_t + c_t$, sendo a tendência expressa por $\tau_t = \tau_{t-1} + \xi_t$, onde ξ_t é um ruído branco.

Uma vantagem da decomposição BN, de acordo com Denis, Mc Morrow e Röger (2002), é que a equação depende apenas do processo estocástico gerador da série, ou seja, só depende do seu passado. Nesse sentido, o problema do ponto final não existe neste método. Contudo, segundo esses autores ao se referirem à estimativa do produto potencial, a decomposição não parece originar resultados convincentes na prática, pois pode produzir componentes cíclicos muito voláteis e negativamente correlacionados com o crescimento do PIB. Nesse particular, cabe destacar que Araujo, Areosa e Guillén (2004), ao estimarem o hiato do produto para a economia brasileira no período de 1995q1 a 2003q4 com o uso de diferentes técnicas univariadas e multivariadas, concluíram que as previsões originadas pela decomposição de Beveridge-Nelson foram as mais eficientes.

Fato que precede a decomposição é a estimação do modelo ARIMA (FAVERO, 2001), de forma que problemas na especificação do modelo ARIMA são transmitidos para esse método (CANOVA, 1988). De posse dessa observação, para a escolha do modelo, foi utilizada a função “auto.arima”, do pacote *forecast* do *software* R, que foi desenvolvida a partir do algoritmo criado por Hyndman e Khandakar (2008). O quadro a seguir demonstra os modelos selecionados.

Quadro 3: Identificação dos modelos ARIMA

Série	Modelo
Log do PIB, Brasil	ARIMA(1,1,0)
Desemprego, Brasil	ARIMA(1,1,1)
Log do PIB, RMBH	ARIMA(0,1,1)
Desemprego, RMBH	ARIMA(0,1,1)
Log do PIB, RMPA	ARIMA(1,1,0)
Desemprego, RMPA	ARIMA(0,1,1)
Log do PIB, RMSP	ARIMA(0,1,1)
Desemprego, RMSP	ARIMA(0,1,1)

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

É importante ressaltar que, de acordo com Sachsida (2013), os filtros para obtenção do hiato do desemprego ou do produto são *ad hoc*. E, como dizem Denis, Mc Morrow e Röger (2002), todos os métodos disponíveis têm "prós" e "contras".

Superada a questão da mensuração dos componentes cíclicos que compõem a versão *gap* da Lei de Okun, destacamos agora a outra abordagem apresentada por Okun em 1962, que, de acordo com Ball, Leigh e Loungani (2012), busca estimar a versão *differences* da lei, que pode ser expressa por:

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \omega_t \quad (11)$$

Onde Δ é a variação do período anterior. É importante destacar que essa equação decorre da equação *levels*, se considerarmos que a taxa natural U^* seja constante e que o produto potencial Y^* cresça a uma taxa constante. Nesse sentido, a equação (3) produz a equação (11) com $\alpha = -\beta \Delta Y^*$, em que ΔY^* representa a taxa de crescimento constante do produto potencial, e $\omega_t = \Delta \varepsilon_t$. Embora seja mais fácil estimar a equação (11), uma vez que esta não inclui os inobserváveis U_t^* e Y_t^* , em muitos países não é razoável tomar como pressuposto uma taxa natural U^* constante e um produto potencial Y^* que cresce a uma taxa constante. Dessa forma, é melhor optar por estimar U_t^* e Y_t^* para evitar problemas. De qualquer forma, as equações (3) e (11) ajustam bem os dados, mas na maioria dos países o ajuste é melhor quando a equação *levels* é utilizada (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012).

As versões *differences* e *gap* são as mais utilizadas pela literatura para estimar os coeficientes de Okun (MARIE-ESTELLE e FACCHINI, 2013). No modelo *differences*, as variáveis desemprego e PIB real são abordadas em primeiras diferenças. No modelo *gap*, são dimensionadas pelos desvios de tendência de longo

prazo (SILVAPULLE, MOOSA e SILVAPULLE, 2004). O modelo em primeiras diferenças é uma forma conveniente de se atingir a estacionariedade dos dados, enquanto que o modelo de níveis proporciona inferências interessantes sobre o comportamento ao longo do ciclo de negócios. Desse modo, para um tratamento equilibrado do assunto, é prudente considerar as duas abordagens (LEE, 2000). Ao longo dos anos, os economistas expandiram essa relação incluindo elementos que Okun não considerou em sua análise (KNOTEK, 2007). A inclusão de defasagens da variável explicativa, denominada versão dinâmica da Lei de Okun, é uma abordagem comum na literatura, uma vez que pode levar um tempo para que as empresas selecionem e contratem novos trabalhadores; e para demitir, em razão da legislação de proteção ao emprego; ou seja, para o mercado de trabalho se ajustar às variações do produto, por isso a importância de incluir defasagens ao modelo (OBERST e OELGEMÖLLER, 2013). É nesse sentido que, para dados trimestrais, o ajuste das equações pode melhorar com a inclusão de defasagens para o produto. Assim, essas defasagens nos dão a ideia de que é preciso tempo para as empresas ajustarem o emprego a partir de mudanças do produto, bem como tempo para que as pessoas sejam inseridas ou excluídas da força de trabalho (BALL, LEIGH e LOUNGANI, 2012). De acordo com Ball, Leigh e Loungani (2012), o modelo com defasagem de dois períodos pode ser assim especificado:

$$U_t - U_t^* = \beta_0(Y_t - Y_t^*) + \beta_1(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) + \beta_2(Y_{t-2} - Y_{t-2}^*) + \varepsilon_t \quad (12)$$

Ainda que não tenham expressamente especificado a outra versão dinâmica, Ball, Leigh e Loungani (2012) também estimaram:

$$\Delta U_t = \alpha + \beta_0 \Delta Y_t + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \omega_t \quad (13)$$

Para o uso do filtro HP, é comum o uso dos parâmetros de suavização de $\lambda = 1.600$ e de $\lambda = 16.000$ para dados trimestrais. Nesse particular, assim como Ball, Leigh e Loungani (2012), este trabalho estima as versões *differences*, *gap* e as duas especificações da versão dinâmica, sendo os componentes cíclicos obtidos pelo filtro HP com $\lambda = 1.600$ e $\lambda = 16.000$, e, adicionalmente, pela tendência linear, tendência quadrática, e por meio da decomposição de Beveridge-Nelson.

Os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Dickey e Fuller (1979); Phillips-Perron (PP), Phillips e Perron (1988); e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Kwiatkowski *et al.* (1992), são utilizados, então, para verificar a presença de raiz unitária nas séries, uma vez que, segundo Lee (2000), a presença de raiz unitária sugere que o uso de uma função linear, neste caso, pode levar a estimativas tendenciosas da relação produto-desemprego. A conformidade dos dois primeiros é utilizada como forma de verificação da estacionariedade. Havendo discordância nos testes, o teste KPSS é utilizado como critério de decisão. O número de defasagens foi escolhido com base nos critérios de Akaike information criterion (AIC), Akaike (1973), e de Schwarz's Bayesian information criterion (SBIC), Schwarz (1978), observando o princípio da parcimônia. Nesse particular, considerando os valores críticos propostos por MacKinnon (1996) ou por Kwiatkowski *et al.* (1992), conforme o caso, há rejeição da hipótese nula de raiz unitária para a maioria das séries, conforme pode ser verificado na tabela 1, no apêndice. Aquelas que violam o pressuposto da estacionariedade foram estimadas em primeiras diferenças. As relações que evidenciaram erros serialmente correlacionados, nos termos da tabela de Durbin e Watson (1950), foram ajustadas pelo método de Cochrane e Orcutt (1949), para se evitar o que Granger e Newbold (1974) chamaram de regressão espúria: situação que combina um elevado grau de ajuste com baixo valor para a estatística Durbin-Watson.

Subsidiariamente, verificamos se as séries do produto real e do desemprego se movem juntas no longo prazo. Para tanto, realizamos os testes de cointegração de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1995). De forma precedente, a tabela 2 nos revela que as séries do produto e do desemprego não são estacionárias, de forma que para atingir a estacionariedade é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um. A decisão acerca do número de defasagens aplicadas partiu dos critérios AIC e SBIC. Para o método de Engle-Granger, inclusive para a sua versão aumentada, a estacionariedade dos resíduos da regressão é verificada quando da comparação dos valores críticos propostos por MacKinnon (1990, 2010). Quanto ao teste de cointegração de Johansen, são verificadas as estatísticas traço e máximo autovalor.

A escolha das regiões metropolitanas (RMs) de Belo Horizonte, Porto Alegre e de São Paulo foi realizada com base na disponibilidade de dados que garantissem um número razoável de observações dispostas na série de tempo¹⁰. Para o Brasil,

¹⁰ Okun (1962) estimou sua lei com base nos dados de 1947q2 a 1960q4, o que corresponde a 55 observações. No caso deste estudo, o período 2002q1 a 2014q3 conta com 51 observações. Knotek

recentemente o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) realizou uma revisão metodológica do PIB trimestral, o qual passou a contar com dados compatibilizados desde 1996, embora a pesquisa tenha sido iniciada em 1988. Antes dessa revisão, o IBGE disponibilizava a série antiga tomando o período de 1995q1 a 2014q3, série esta que também foi compatibilizada com as mudanças nesse ínterim. Quanto às regiões metropolitanas, é importante mencionar que não há dados trimestrais disponíveis para o PIB, o que significa dizer que tomaremos como *proxies* os dados dos respectivos estados. Ainda assim, os dados mais antigos são os de Minas Gerais, Rio Grande do Sul e de São Paulo, e remontam ao primeiro trimestre de 2002. Contudo, até o final do primeiro semestre de 2015, esses estados não haviam realizado os mesmos ajustes metodológicos feitos pelo IBGE. Dessa forma, para manter o paralelismo, consideramos os dados de 2002q1 a 2014q3 tanto para o Brasil quanto para as regiões metropolitanas.

No que diz respeito à série da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), há um sério problema de continuidade entre a série antiga (1991m1 a 2002m12) e a nova (iniciada em 2002m3). Como se pode observar na publicação do IBGE (2002), a mudança na PME é resultado de um amplo processo de revisão metodológica. As mudanças foram significativas¹¹. Entendemos que retroceder a série significa assumir os riscos da compatibilização para um benefício adicional de 24 observações (1996q1 a 2001q4), que é o tempo coincidente com a nova série do PIB brasileiro. Há estudos, a exemplo de Barbosa Filho (2009), que optam pela compatibilização. Enquanto outros estudos, como mencionado por Sachsida, Mendonça e Meddrano (2011) – ao se referirem a trabalhos que estimam a curva de Phillips para o Brasil – “foram obrigados”, dada as mudanças metodológicas da PME, a utilizar a taxa de desemprego de São Paulo que é calculada pela Fundação Seade em parceria com o Dieese como *proxy* para o desemprego brasileiro, o que, segundo os autores, representa uma limitação desses estudos. Ademais, a possibilidade de retroceder a série da PME não faria sentido para o caso das RMs, pois, como dito, inexistem dados trimestrais do PIB anteriores a 2002.

(2007) utiliza *rolling regressions* de 52 pontos e argumenta que esse método garante que o passado distante (década de 50, por exemplo) não interfira na determinação da relação recente (dos anos 1990 e dos anos 2000, por exemplo).

¹¹ “A taxa de desocupação (percentual de pessoas desocupadas na semana de referência, PD, em relação à PEA) da nova pesquisa, para o conjunto das seis regiões metropolitanas foi de 11,6% em junho de 2002 e de 11,8% em julho, enquanto os resultados divulgados pela pesquisa antiga foram de 7,6% nos dois meses considerados. A diferença neste indicador foi de cerca de 55%.” (IBGE, 2002).

Tal como Owyang e Sekhposyan (2012), a série original do PIB real é trimestral, enquanto que a série do desemprego é mensal, sendo necessária a realização de uma forma de agregação. Assim como esses autores, também optamos pela média trimestral da série mensal como sendo a taxa de desemprego trimestral. Os dados relativos ao PIB foram obtidos com valores dessazonalizados. Quanto às séries do desemprego, submetemos ao ajuste sazonal pelo método x12 do *US Census Bureau*, uma vez que, segundo Beveridge e Nelson (1981), o ajuste sazonal é uma etapa que precede a análise do ciclo de negócios.

Quadro 4: Série dos dados

Brasil e regiões metropolitanas (2002q1 a 2014q3)		
Variável	Variável ou proxy	Fonte dos dados
Taxa de desemprego	Taxa de desocupação do Brasil e das respectivas RMs	IBGE
Taxa de desemprego natural	Estimativas próprias (filtros HP, TL, TQ e BN)	IBGE
PIB real do Brasil	PIB real do Brasil	IBGE
PIB real da RMSP	PIB real de SP	Fundação Seade
PIB real da RMPA	PIB real do RS	FEE/CIE/Núcleo de Contas Regionais
PIB real da RMBH	PIB real de MG	Fundação João Pinheiro
PIB potencial	Estimativas próprias (filtros HP, TL, TQ e BN)	IBGE; Fundação Seade; FEE/CIE/Núcleo de Contas Regionais; Fundação João Pinheiro

Fonte: Elaboração própria.

É importante destacar que Okun utilizou o Produto Nacional Bruto (PNB) em seu trabalho original, porém muitos autores realizam suas estimativas utilizando o PIB real, ou mesmo outras medidas do produto, a exemplo de produção não-agrícola do setor privado. Convém ressaltar que o coeficiente de Okun tende a ser sensível à escolha dos dados que representam o produto (ADANU, 2005). As regressões são realizadas pelo método *ordinary least squares* (OLS) ou pelo método Cochrane-Orcutt, conforme o caso.

5 CARACTERIZAÇÃO DAS REGIÕES METROPOLITANAS

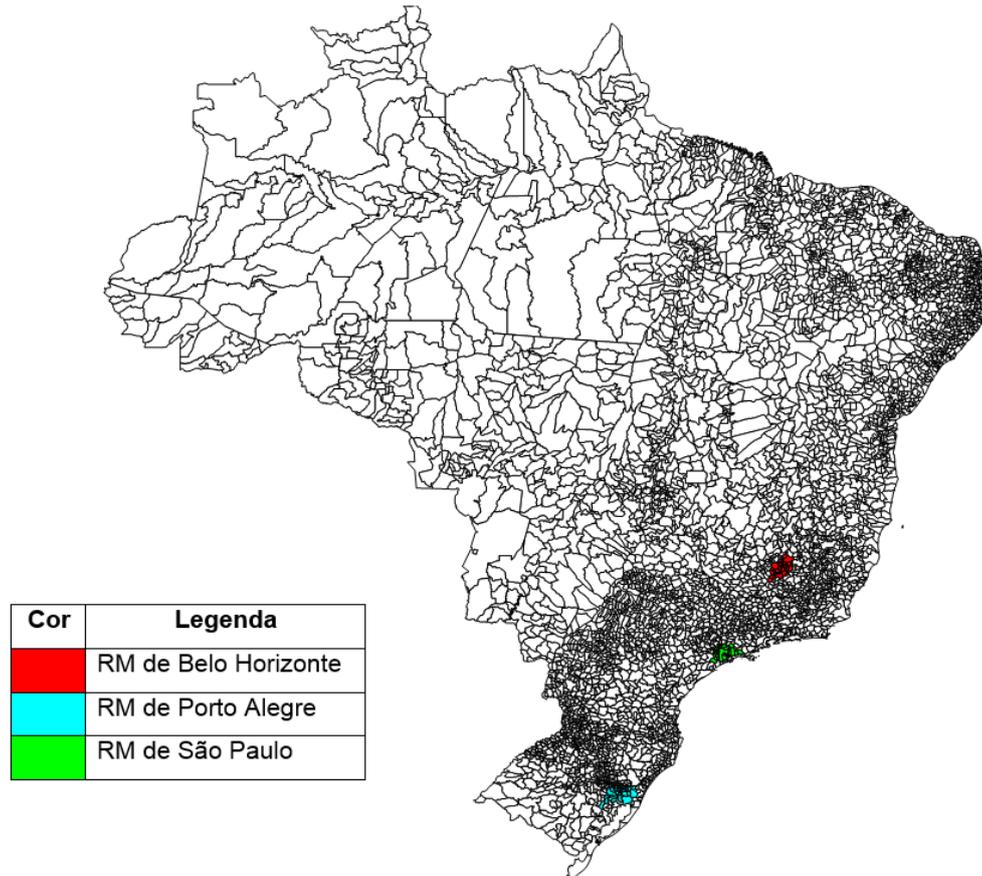
Diante da concepção de abordar a perspectiva regional da Lei de Okun, a primeira dificuldade surge com a disponibilidade apenas parcial dos dados. A combinação de dados suficientes para estimar a Lei de Okun, de modo a resguardar os pressupostos das técnicas econométricas empregadas, e sem que fosse preciso recorrer a *proxies* que nem sempre refletem a realidade, foi concretizada pelas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre e de São Paulo.

As regiões metropolitanas constituem uma aglomeração de municípios que cooperam entre si, a partir da execução de funções públicas, com o objetivo de solucionar problemas comuns (IBGE, 2011). No Brasil, a Constituição Federal de 1988, em seu art. 25, § 3º, dispõe que:

“Os Estados poderão, mediante lei complementar, instituir **regiões metropolitanas**, aglomerações urbanas e microrregiões, constituídas por agrupamentos de municípios limítrofes, para integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse comum.” (BRASIL, 1988, grifo do autor).

Assim, o próprio limite político-administrativo dos municípios baliza esses espaços institucionais, o que contribui para uma atuação mais integrada do poder público na materialização de políticas públicas que assegurem o atendimento das diversas demandas sociais (IBGE, 2011).

É nesse contexto que as regiões metropolitanas utilizadas neste estudo – Belo Horizonte, Porto Alegre e São Paulo – podem ser visualizadas no mapa a seguir.



Mapa 1: Regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre e de São Paulo

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Apesar da pouca expressividade em termos de área geográfica, ocupando apenas 0,33% do território nacional, as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre e de São Paulo concentram, segundo dados do IBGE de 2012, 23,7% de todo o PIB nacional; 20,24% do valor adicionado industrial; e 25,55% do valor adicionado dos serviços no Brasil. Dados do Censo de 2010 registram que 15,2% da população brasileira vive em uma dessas regiões. Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2013 apontam que essas três RMs concentram 15,71% da População Economicamente Ativa (PEA) brasileira, 15,7% do pessoal ocupado e 15,84% dos desempregados brasileiros. De acordo com os dados de 2013 da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), essas RMs somam 22,73% dos vínculos formais de trabalho, 17,24% dos estabelecimentos e 27,63% dos salários relacionados a vínculos formais. Conforme dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), 25,3% dos empregos celetistas gerados entre janeiro de 2002 e setembro de 2014 pertenciam a uma dessas três RMs.

Importante ressaltar que para o cálculo da taxa trimestral do desemprego brasileiro, o IBGE pondera as três RMs deste trabalho e, também, das regiões metropolitanas de Recife, Salvador e do Rio de Janeiro. No entanto, a inobservância dessas três últimas RMs não oferece riscos ao alcance dos objetivos propostos. Dessa forma, veremos, então, uma breve caracterização socioeconômica e do mercado de trabalho dessas regiões.

5.1 Região Metropolitana de Belo Horizonte

A Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) é constituída por 34 municípios: Baldim, Belo Horizonte, Betim, Brumadinho, Caeté, Capim Branco, Confins, Contagem, Esmeraldas, Florestal, Ibirité, Igarapé, Itaguara, Itatiaiuçu, Jaboticatubas, Juatuba, Lagoa Santa, Mário Campos, Mateus Leme, Matozinhos, Nova Lima, Nova União, Pedro Leopoldo, Raposos, Ribeirão das Neves, Rio Acima, Rio Manso, Sabará, Santa Luzia, São Joaquim de Bicas, São José da Lapa, Sarzedo, Taquaraçu de Minas e Vespasiano.

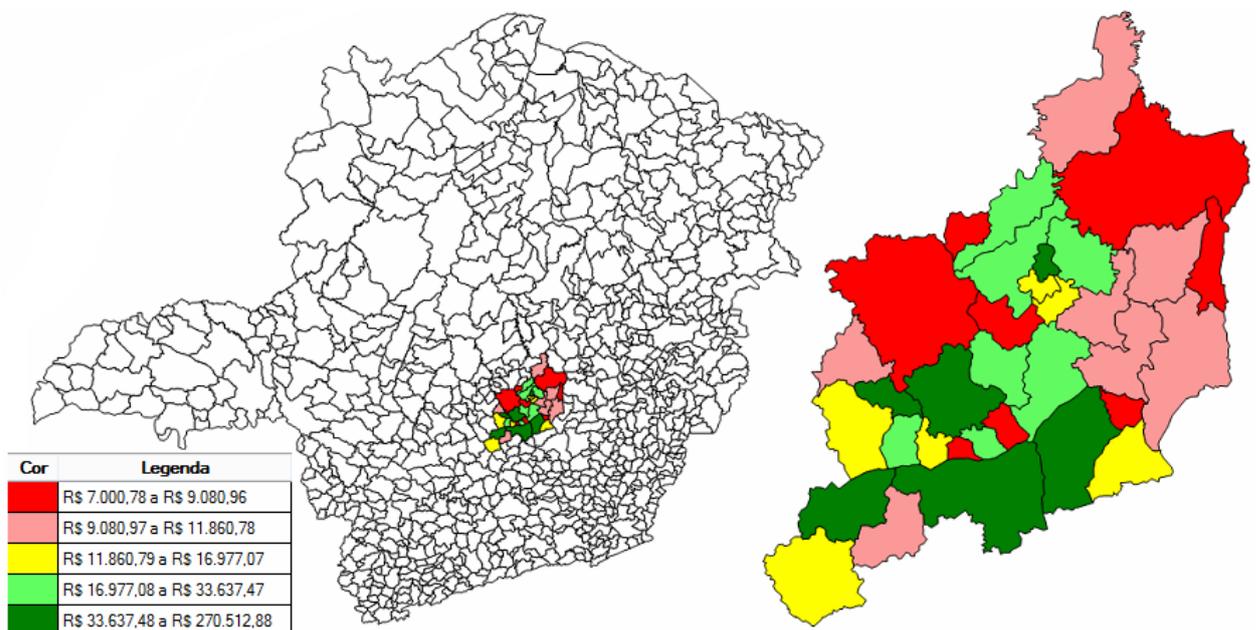
A RM de Belo Horizonte, de acordo com dados do Censo 2010, tem uma densidade demográfica de 523,98 hab/km², que é muito maior do que a de Minas Gerais (33,41 hab/km²), região Sudeste (86,92 hab/km²) e do que a do Brasil (22,43 hab/km²). A maior parte da população vive em área urbana, de tal maneira que a taxa de urbanização é de 96,55%, que é superior à urbanização de Minas Gerais (81,73%), Sudeste (92,95%) e do Brasil (84,36%). Cabe destacar que a concentração da população urbana não é igualmente distribuída. Belo Horizonte, por exemplo, tem uma taxa de urbanização de 99,14%, enquanto que Taquaraçu de Minas, 45,7%. Essas duas cidades também são as que possuem a maior e a menor, respectivamente, densidade populacional.

A RM de Belo Horizonte registra um Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)¹² de 0,774, que é considerado alto, sobretudo pela alta expectativa de vida ao

¹² O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), criado pelas Nações Unidas, é o principal indicador de qualidade de vida (Paulani, 2007), que compreende indicadores de três dimensões do desenvolvimento humano: longevidade, educação e renda. Em nível municipal, é utilizado no Brasil um ajuste metodológico do IDH chamado de Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) (PNUD, 2010) como forma mais adequada de avaliar o desenvolvimento dos municípios brasileiros. O IDHM varia entre 0 e 1, classificando os municípios em cinco grupos: muito baixo desenvolvimento humano (0 a 0,499); baixo desenvolvimento (0,500 a 0,599); médio desenvolvimento (0,600 a 0,699); alto desenvolvimento (0,700 a 0,799); e muito alto desenvolvimento humano (0,800 a 1,0) (ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO MUNICIPAL BRASILEIRO, 2013).

nascer da sua população, em torno de 75,94 anos. A taxa de pobreza, segundo dados censitários, é de 5,58%, enquanto que os extremamente pobres somam 1,25%. Os dados de 2010 apontam para uma renda média de R\$ 1.079,91.

O PIB *per capita*, que não pode ser confundido com a renda média, segundo dados das contas regionais do IBGE de 2012, é de R\$ 27.336,56, que é maior do que o de Minas Gerais (R\$ 20.324,58) e do que o do Brasil (R\$ 22.645,86), porém menor do que o do sudeste (R\$ 29.718,34), sendo que 27 dos 34 municípios da RMBH, inclusive Belo Horizonte, registraram valores abaixo da média da RM. Por outro lado, cabe destacar o município de Confins, possuidor do 3º maior PIB *per capita* do Brasil, com expressivos R\$ 270.512,88, especialmente pela alta arrecadação de impostos incidentes sobre o Aeroporto Internacional Tancredo Neves¹³, em uma cidade com pouco mais de 6 mil habitantes. Para se ter ideia, 17,01% do PIB da RMBH provém de impostos líquidos dos subsídios, enquanto em Confins esse percentual é de 75,28%, que é considerado o maior percentual do Brasil.



Mapa 2: PIB *per capita* da Região Metropolitana de Belo Horizonte, 2012

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Sob a ótica do produto, o PIB da RMBH é constituído da seguinte forma: serviços, 57,27%; indústria, 25,45%; impostos líquidos dos subsídios, 17,02%; e

¹³ Esse município passou a figurar a lista dos maiores PIB *per capita* do país desde 2005, quando foram transferidos os principais voos do Aeroporto da Pampulha, localizado na capital mineira, para o aeroporto sediado em Confins (MINAS GERAIS, 2010).

agropecuária, 0,26%. Dentro da RM, 3 municípios – Belo Horizonte, Betim e Contagem – concentram 78,95% de todo o PIB da região metropolitana, o que denota uma grande concentração, sobretudo na capital do estado. Entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2014, segundo dados da Fundação João Pinheiro, a RM de Belo Horizonte registrou, em termos reais e com ajuste sazonal, um crescimento anualizado de 2,93% em seu PIB; de 1,95% a.a. na indústria; de 3,25% a.a. nos serviços; de 2,41% a.a. na agropecuária; e um crescimento anualizado de 3,86% nos impostos líquidos dos subsídios. Compreendendo o grupo dos serviços, o grande destaque foi o comércio, que cresceu em um ritmo de 4,41% a.a. De forma geral, conforme o gráfico (a) da figura 2, o produto seguiu uma tendência crescente entre 2002 e 2014, embora tenha observado recessões¹⁴ entre 2008q4 e 2009q1 e entre 2012q4 e 2013q1. Percebe-se que a recessão entre o quarto trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009, reflexo da Grande Recessão, especialmente por ter afetado fortemente o setor industrial, sobretudo a indústria extrativa mineral e a indústria de transformação, fez com que a economia, como pode ser observado no referido gráfico, tenha registrado um produto muito abaixo do seu potencial, o que pode ser ainda confirmado pelo gráfico (c) da figura 2 que representa o hiato do produto, onde se destaca negativamente o primeiro trimestre de 2009. Contudo, a queda de 10,98% do PIB nos trimestres de 2008q4 e 2009q1 não refletiu no mercado de trabalho, uma vez que houve a redução de 0,14 pontos percentuais da taxa de desemprego da RMBH.

No aspecto relativo ao mercado de trabalho, a maior parte do pessoal ocupado, de acordo com o Censo 2010, tem vínculo empregatício, o que corresponde a 68,06%. Esse percentual é superior ao de Minas Gerais (63,15%), um pouco menor do que o do Sudeste (68,36%) e maior do que o do Brasil (63,21%). Possui uma baixa taxa de desempregados da ordem de 4,03% para o terceiro trimestre de 2014, segundo dados divulgados na PME, que é a segunda menor taxa dentre as seis regiões metropolitanas abrangidas pela referida pesquisa, atrás apenas da Região Metropolitana do Rio de Janeiro (3,33%). Além disso, na comparação com o primeiro trimestre de 2002, que marca o início da nova série da PME, considerando dados dessazonalizados, esta RM foi a segunda que mais reduziu o nível de desemprego: 8,11 pontos percentuais, atrás apenas da Região Metropolitana de Salvador (8,15

¹⁴ Deixando de lado a polêmica do que seja uma recessão, consideramos aqui a simples forma de variação negativa no PIB real por dois trimestres consecutivos.

pp.). A tendência decrescente pode ser verificada por meio da visualização do gráfico (b) da figura 2. Segundo a base de dados do CAGED, foram gerados, entre janeiro de 2002 e setembro de 2014, aproximadamente 622 mil empregos celetistas na Região Metropolitana de Belo Horizonte.

Dados da PME indicam que, entre março de 2002 e setembro de 2014, a população ocupada dessazonalizada¹⁵ foi expandida a uma taxa de 2,91% ao ano, enquanto que a População Economicamente Ativa cresceu 2,13% a.a., o que contribuiu para a redução do desemprego no período. Ademais, o baixo crescimento da População em Idade Ativa (PIA) (1,89% a.a.) também revela um dos motivos das taxas historicamente baixas ao final do período. Nesse ínterim, houve aproximadamente 757 mil novas ocupações. O início da série aponta que o número de desocupados estava em torno de 240 mil, seguindo uma trajetória decrescente, conforme gráfico (a) da figura 6, e chegando ao final do período com pouco menos de 103 mil desocupados. Apesar da baixa taxa de desemprego ao final da série, esse resultado não significa, necessariamente, um bom sinal, uma vez que essa taxa – aqui limitando a análise aos dados dispostos na figura 6 – esteve, nos últimos trimestres, em níveis baixos não por conta do crescimento da população ocupada, mas pela redução da PEA. Entre 2012q2 e 2014q3, 96 mil pessoas perderam suas ocupações, enquanto a PEA foi incrementada em 112 mil. Com isso, houve uma queda de 0,26 pp. da taxa de desemprego mesmo com a destruição de empregos. Nesses últimos trimestres, percebemos essa deterioração do mercado de trabalho também por meio do gráfico (b) da figura 6, a partir da forte queda da taxa de atividade após 2012q2, a qual aponta que o fraco desempenho do mercado de trabalho foi acompanhado do aumento da parcela de desocupados na PIA. Ou seja, nos últimos trimestres, a queda do desemprego foi resultado da desistência de pessoas em procurar trabalho.

No contexto das variações do PIB e da taxa de desemprego, tal como Knotek (2007); FMI (2010); Cazes e Verick (2011); Chamberlin (2011); Ball, Leigh e Loungani (2012); Cazes, Verick e Al Hussami (2012); e Owyang e Sekhposyan (2012), e conforme o gráfico (d) da figura 2, o coeficiente de Okun é estimado com a técnica conhecida por *rolling regression*, que permite visualizar o comportamento dos coeficientes da regressão ao longo do tempo. Com base no que podemos visualizar nesse gráfico, verifica-se um mercado de trabalho insensível às variações do PIB, uma

¹⁵ Além dos dados do desemprego, transformamos os outros dados da PME em trimestrais e submetemos ao ajuste sazonal pelo método x12 do *US Census Bureau*.

vez que os coeficientes de Okun e o R^2 chegam a valores próximos de zero na quase totalidade da série, o que nos dá indícios de não-validade da Lei de Okun na RMBH, fato que, de forma geral, será verificado no capítulo seguinte.

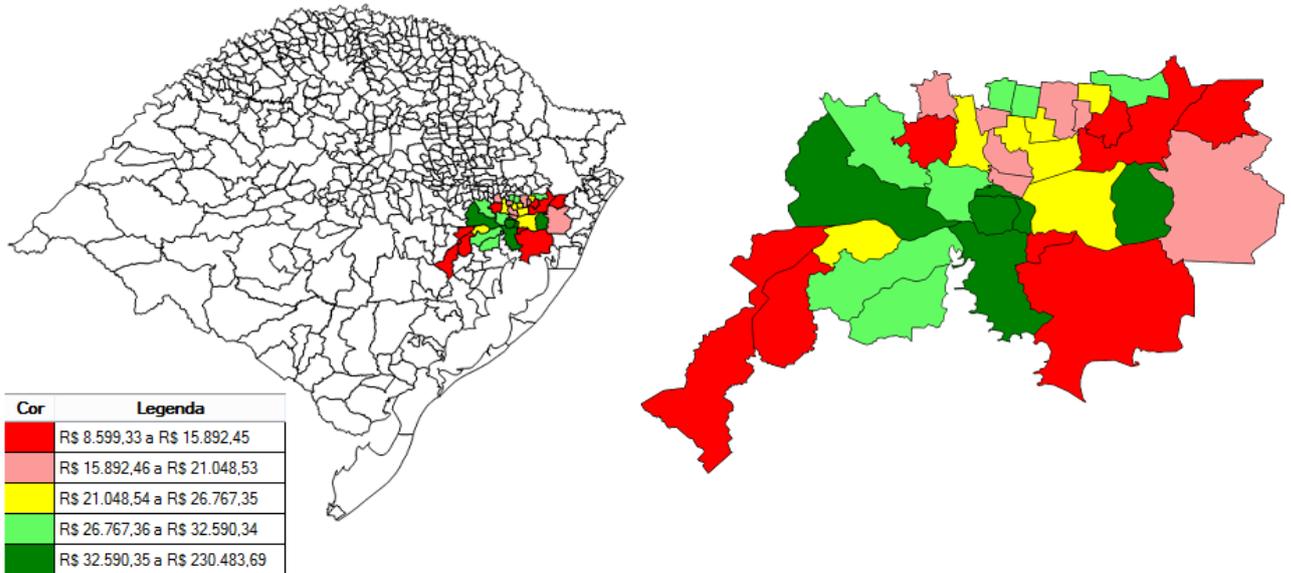
5.2 Região Metropolitana de Porto Alegre

É formada por 34 municípios: Alvorada, Araricá, Arroio dos Ratos, Cachoeirinha, Campo Bom, Canoas, Capela de Santana, Charqueadas, Dois Irmãos, Eldorado do Sul, Estância Velha, Esteio, Glorinha, Gravataí, Guaíba, Igrejinha, Ivoti, Montenegro, Nova Hartz, Nova Santa Rita, Novo Hamburgo, Parobé, Portão, Porto Alegre, Rolante, Santo Antônio da Patrulha, São Jerônimo, São Leopoldo, São Sebastião do Caí, Sapiranga, Sapucaia do Sul, Taquara, Triunfo e Viamão.

A Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA) é caracterizada por uma densidade demográfica de 393,36 hab/km², que é muito maior do que a do Rio Grande do Sul (37,96 hab/km²), região Sul (48,58 hab/km²) e do que a do Brasil (22,43 hab/km²). A maior parte da população vive em área urbana, de forma que a taxa de urbanização é de 96,03%, que é superior à urbanização do Rio Grande do Sul (85,1%), Sul (84,93%) e à do Brasil (84,36%). Vale destacar que a concentração da população urbana não é distribuída de maneira igualitária. Exemplo disso é Esteio, que tem uma taxa de urbanização de 99,73%, enquanto que Glorinha, 29,22%. Essas duas cidades também são as que possuem, respectivamente, a maior e a menor densidade demográfica.

A RM de Porto Alegre, apesar de excelentes indicadores de renda e de longevidade, apresenta um médio IDHM educação, que faz com que essa região metropolitana tenha um IDHM de 0,762. A taxa de pobreza, conforme dados do Censo de 2010, era de 4,66%, enquanto que os extremamente pobres representavam uma parcela de 1,18%.

Quanto ao PIB *per capita*, a RMPA registra um valor de R\$ 29.150,51, que é maior do que o do estado do Rio Grande do Sul (R\$ 25.779,21), Sul (R\$ 25.633,53) e do que o do Brasil (R\$ 22.645,86). Dos 34 municípios, 9 têm um PIB *per capita* superior ao da RM, com destaque para Triunfo, cujo valor é de R\$ 230.483,69, considerado não só o maior do estado, como também o maior da região Sul, em razão, segundo Oliveira (2013), de atividades ligadas ao Polo Petroquímico do Sul.



Mapa 3: PIB per capita da Região Metropolitana de Porto Alegre, 2012

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Sob a ótica do produto, o PIB da RMPA é constituído da seguinte forma: serviços, 60,84%; indústria, 22,34%; impostos líquidos dos subsídios, 16,2%; e agropecuária, 0,62%. O município de Porto Alegre concentra 40,46% do PIB da RM. Entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2014, a RM de Porto Alegre registrou, em termos reais, com ajustes sazonais, conforme dados da Fundação de Economia e Estatística (FEE), um crescimento anualizado de 2,95% em seu PIB; de 1,38% a.a. na indústria; de 2,76% a.a. nos serviços; de 11,53% a.a. na agropecuária; e um crescimento anualizado de 3,89% nos impostos líquidos dos subsídios. De forma geral, conforme o gráfico (a) da figura 3, o produto seguiu uma tendência crescente entre 2002 e 2014, embora tenha observado recessões entre 2004q2 e 2004q3; 2005q1 e 2005q2; 2008q4 e 2009q1; 2010q3 e 2010q4; 2012q1 e 2012q2; e entre 2013q3 e 2013q4. De 2008q3 a 2010q2, conforme o gráfico (d) da figura 3, o mercado de trabalho se comportou relativamente de acordo com as variações do produto. No período mais afetado pela Grande Recessão, entre o quarto trimestre de 2008 e primeiro trimestre de 2009, o PIB caiu 7,07%, desencadeando um aumento de 0,22 pontos percentuais na taxa de desemprego. Nesse período, o produto, conforme o gráfico (a) da figura 3, esteve abaixo do seu potencial, fato que também pode ser confirmado por meio do gráfico (c) da figura 3, onde observamos um grande desvio negativo dos níveis de longo prazo. De 2011 para cá, visualizamos um mercado de trabalho insensível às variações do PIB, uma vez que os coeficientes de Okun e o R^2 chegam a valores próximos de zero.

A maior parte do pessoal ocupado tem vínculo empregatício, o que corresponde a 78,13%, que é relativamente superior ao do Rio Grande do Sul (65,79%), Sul (69,5%) e ao do Brasil (63,21%). Nesse particular, além de bons indicadores de renda e de uma baixa taxa de pobreza e de extrema pobreza, possui uma baixa taxa de desempregados de 4,67% para o terceiro trimestre de 2014, segundo dados divulgados na PME. Em 2002, no início da nova série, possuía a menor taxa (10%) das seis regiões metropolitanas abrangidas pela PME, quando a média brasileira era de 12,9%. Considerando dados dessazonalizados, esta RM foi a que menos reduziu o nível de desemprego na comparação com o primeiro trimestre de 2002, ao reduzir a taxa em 5,52 pontos percentuais. A tendência decrescente da taxa de desemprego pode ser verificada por meio da visualização do gráfico (b) da figura 3. Segundo a base de dados do CAGED, foram gerados, entre janeiro de 2002 e setembro de 2014, aproximadamente 393 mil empregos celetistas na Região Metropolitana de Porto Alegre.

Entre março de 2002 e setembro de 2014, a queda do desemprego foi resultado da expansão, segundo dados da PME dessazonalizados, de 2,1% ao ano da população ocupada, frente ao crescimento de 1,53% a.a. da PEA. Além disso, as baixas taxas de desemprego podem ser creditadas ao baixo crescimento da PIA (1,27% a.a.). Nesse período, aproximadamente 442 mil ocupações foram criadas. Os dados do início da série indicam que o número de desocupados estava em torno de 168 mil, seguindo uma tendência declinante, conforme gráfico (a) da figura 7, e chegando ao final do período com pouco menos de 91 mil desocupados. Nesse aspecto, as baixas taxas de desemprego não podem ser creditadas somente à própria geração de empregos. O gráfico (b) da figura 7 demonstra fortes oscilações na taxa de atividade, especialmente pelas variações da PEA.

Cabe destacar que os gráficos (a) (b) e (c) da figura 3 nos revelam que, em tempos de recessão, o produto tende a estar abaixo do seu potencial, enquanto que a taxa de desemprego nem sempre esteve acima da taxa natural, o que nos dá indícios de não-validade da Lei de Okun, fato que será verificado no capítulo seguinte.

5.3 Região Metropolitana de São Paulo

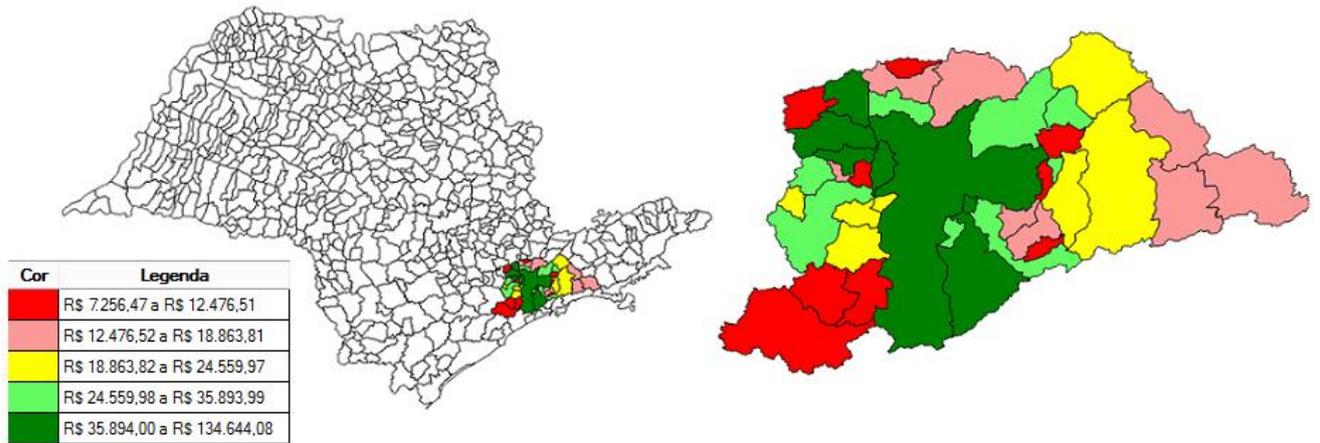
A Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) é constituída por 39 municípios: Arujá, Barueri, Biritiba-Mirim, Caieiras, Cajamar, Carapicuíba, Cotia, Diadema, Embu

das Artes, Embu-Guaçu, Ferraz de Vasconcelos, Francisco Morato, Franco da Rocha, Guararema, Guarulhos, Itapeceira da Serra, Itapevi, Itaquaquecetuba, Jandira, Juquitiba, Mairiporã, Mauá, Mogi das Cruzes, Osasco, Pirapora do Bom Jesus, Poá, Ribeirão Pires, Rio Grande da Serra, Salesópolis, Santa Isabel, Santana de Parnaíba, Santo André, São Bernardo do Campo, São Caetano do Sul, São Lourenço da Serra, São Paulo, Suzano, Taboão da Serra e Vargem Grande Paulista.

A RM de São Paulo registra uma densidade demográfica de 2.511,22 hab/km², que é muito superior à do estado de São Paulo (168,81 hab/km²), região Sudeste (86,92 hab/km²) e à do Brasil (22,43 hab/km²). A maioria da população reside em área urbana, traduzida em uma taxa de urbanização de 97,51%, que é superior à urbanização de São Paulo (94,47%), Sudeste (92,95%) e à do Brasil (84,36%). Vale dizer que a taxa de urbanização não é homogênea dentro da própria RM. Em Salesópolis, por exemplo, a taxa é de 62,89%, enquanto que em Osasco, 99,68%. Salesópolis também tem a menor densidade populacional da RM, registrando 37,24 hab/km², e Diadema a maior, com 12.712,32 hab/km².

A RMSP possui um IDHM de 0,794, que, além de próximo ao limite de alto e muito alto, é o maior dentre as 16 RMs divulgadas pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), especialmente por conta do IDHM renda (0,812) e IDHM longevidade (0,853), avaliados como muito altos, por conta de uma renda média mensal de R\$ 1.249,72, segundo dados do Censo de 2010, e de uma esperança de vida ao nascer de 76,15 anos. Os dados censitários também apontam taxas de pobreza e de extrema pobreza de 4,93% e de 1,23%, respectivamente.

No que diz respeito ao PIB *per capita*, a RMSP registra um alto valor de R\$ 39.410,53, que é maior do que o do estado de São Paulo (R\$ 33.624,41), Sudeste (R\$ 29.718,34) e do que o do Brasil (R\$ 22.645,86). Dos 39 municípios, 7 registram um PIB *per capita* superior ao da RMSP, com destaque para Barueri, cujo valor é de R\$ 134.644,08.



Mapa 4: PIB *per capita* da Região Metropolitana de São Paulo, 2012

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE.

Em relação aos componentes da oferta, 64,02% do PIB vem dos serviços; 18,75% dos impostos líquidos dos subsídios; 17,18% da indústria; e 0,04% da agropecuária. Importante destacar que o município de São Paulo é responsável por 63,49% do PIB da RMSP. Entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2014, a RM de São Paulo registrou, em termos reais, considerados dados dessazonalizados da Fundação Seade, um crescimento anualizado de 2,99% em seu PIB; de 1,78% a.a. na indústria; de 3,27% a.a. nos serviços; de 0,58% a.a. na agropecuária; e um crescimento anualizado de 3,69% nos impostos líquidos dos subsídios. Desagregando o grupo da indústria, o destaque foi a extrativa mineral, com um crescimento de 6,19% a.a. De forma geral, conforme o gráfico (a) da figura 4, o produto seguiu uma tendência crescente entre 2002 e 2014, embora tenha observado recessões entre 2002q3 e 2003q2; 2008q4 e 2009q1; e entre 2013q4 e 2014q3. A mais forte delas ocorreu entre o quarto trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009, em razão da Grande Recessão, sobretudo por afetar fortemente o setor industrial, especialmente a indústria de transformação, fazendo com que a economia, como se pode observar no referido gráfico, tenha registrado um produto bem abaixo do seu potencial, o que pode ser ainda confirmado pelo gráfico (c) da figura 4 que representa o hiato do produto, onde se destaca negativamente o primeiro trimestre de 2009. A queda de 6,35% do PIB nos trimestres de 2008q4 e 2009q1 refletiu intensa e negativamente no mercado de trabalho ao aumentar em 1,57 pontos percentuais a taxa de desemprego da RMSP. Por outro lado, a última recessão foi marcada por uma queda de 4,24% no PIB, enquanto que o desemprego diminuiu 0,82 pontos percentuais, contrariando o comportamento esperado segundo a Lei de Okun, que,

na verdade, pode ser verdadeiramente observado por meio do gráfico (d) da figura 4, de forma que há um valor para o coeficiente de Okun que chega a ser positivo ao tempo que o R^2 se mostra nulo.

Na RMSP, a maior parte do pessoal ocupado possui vínculo empregatício, percentual esse (74,35%), que supera o do estado de São Paulo (73,21%), Sudeste (68,36%) e o do Brasil (63,21%). Entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro de 2014, a taxa de desemprego, conforme visualização do gráfico (b) da figura 4, seguiu uma tendência decrescente, caindo, segundo dados trimestrais dessazonalizados, 8,75 pontos percentuais. A média da taxa de desemprego da RM de São Paulo (4,83%) no terceiro trimestre de 2014, segundo dados da PME, foi próxima à média brasileira (4,93%). Dados do CAGED apontam que, entre janeiro de 2002 e setembro de 2014, foram gerados aproximadamente 2,55 milhões de empregos celetistas na RMSP.

Dados da PME indicam que entre março de 2002 e setembro de 2014, a população ocupada dessazonalizada foi expandida a uma taxa de 2,29% ao ano, enquanto que a PEA cresceu 1,49% a.a., o que contribuiu para a redução do desemprego no período. Ademais, o baixo crescimento da PIA (1,46% a.a.) também manifesta um dos motivos pelos quais as taxas, ao final do período, estão historicamente baixas. Em comparação ao período inicial, houve aproximadamente 2,37 milhões de novas ocupações na RMSP. O início da série aponta que o número de desocupados estava em torno de 1,15 milhões, seguindo uma trajetória decrescente, conforme gráfico (a) da figura 8, e chegando ao final do período com pouco mais de 492 mil desocupados. Apesar da baixa taxa de desemprego ao final da série, esse resultado não significa, necessariamente, um bom sinal, uma vez que essa taxa – aqui limitando a análise aos dados dispostos na figura 8 – esteve, nos últimos trimestres, em níveis baixos principalmente pelo forte aumento da População não Economicamente Ativa (PNEA) combinado com a queda da PEA, como pode ser visto no gráfico (a) da figura 8, reduzindo a taxa de atividade, conforme gráfico (b) dessa mesma figura. De 2012q3 a 2014q3, aproximadamente 28 mil pessoas perderam suas ocupações, enquanto que o número do pessoal desocupado caiu em mais de 123 mil, reduzindo o desemprego em 1,15 pp. Essa contradição pode ser verificada com o incremento de 112 mil pessoas na PNEA. O gráfico (b) da figura 8 nos ajuda a visualizar essa desistência de muitas pessoas em procurar trabalho.

Importante destacar que os gráficos (a) (b) e (c) da figura 4 nos revelam que, em tempos de recessão, o produto tende a estar abaixo do seu potencial, enquanto que a taxa de desemprego esteve acima da taxa natural em duas das três recessões do período, o que nos dá indícios de validade da Lei de Okun, fato que, de forma geral, será verificado no capítulo seguinte.

Assim, de forma geral, percebe-se que as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, de Porto Alegre e de São Paulo concentram grande parte dos trabalhadores brasileiros e de tudo que é produzido no Brasil. São áreas marcadas por altas densidades demográficas; predominância de áreas urbanas; bons indicadores de desenvolvimento humano; economias onde predominam os serviços, mas com forte participação do setor industrial na formação do produto; PIB *per capita* maiores do que o do próprio estado; pessoal ocupado em sua maior parte com vínculo empregatício; e marcadas por baixas taxas de desemprego.

Aproveitando a ocasião da apresentação das séries do produto e do desemprego, vimos alguns fatores que influenciam o nível da taxa de desemprego e a sua variação, caso em que, não é objeto deste trabalho tal investigação. Vimos também, preliminarmente, alguns indícios de validade da Lei de Okun na RMSP e de não-validade na RMBH e na RMPA. Contudo, cabe agora verificar se realmente há evidências estatisticamente significativas na relação entre a variação do produto e do desemprego, e na relação entre os níveis de longo prazo dessas variáveis, o que permite dizer ainda, e de fato, se há diferenças regionais quanto aos coeficientes dessas relações.

6 ESTIMATIVA E ANÁLISE DOS RESULTADOS

As estimativas da Lei de Okun para o Brasil e para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre e de São Paulo apontam que os coeficientes variam de acordo com a especificação do modelo da lei e do método utilizado para extrair os componentes cíclicos, o que, segundo Lee (2000), sinaliza para a dificuldade de distinção entre o que é tendência de longo prazo e o que é flutuação cíclica em séries temporais econômicas, de forma que as inferências devem ser interpretadas com cautela. Como vimos, o próprio Banco Central do Brasil (BCB, 2005) reconhece essa dificuldade, baseando-se em um produto potencial observado a partir de quatro diferentes métodos.

Embora a Lei de Okun não se mostre válida em alguns países em desenvolvimento em razão de problemas assimétricos (LAL *et al.*, 2010), para o Brasil, dentro dos critérios utilizados, a referida lei é validada, de tal forma que, de acordo com a versão *levels* que leva em conta o filtro HP com um λ de 1.600 (especificação mais comum na literatura), o aumento de 1% do PIB real acima do seu potencial está associado à queda de 0,117 ponto percentual do hiato do desemprego. A versão *differences* aponta para um coeficiente de 0,11, ou seja, menor do que a magnitude das relações que consideram os desvios dos níveis de equilíbrio. Neste caso, significa dizer que para o Brasil reduzir em um ano, *coeteris paribus*, a taxa de desemprego em 1 ponto percentual, o PIB real precisa crescer 2,27% por 4 trimestres consecutivos, o que representa um crescimento anualizado de 9,4%.

Os coeficientes encontrados para o Brasil variam, a depender da versão da lei e do filtro, de -0,086 a -0,12, situando-se abaixo do valor encontrado por Dezordi (2011) e, com exceção da decomposição de Beveridge-Nelson, bem próximo de um dos coeficientes estimados por Tombolo e Hasegawa (2014), estudos esses que consideraram períodos e técnicas diferentes. Como vimos, a literatura considera esse coeficiente baixo, o qual é, inclusive, menor do que o do Japão que, segundo estimativas de Ball, Leigh e Loungani (2012), com dados anuais de 1980 a 2011, está em torno de -0,15, especialmente pela tradição de emprego vitalício. Quando comparamos os resultados brasileiros com aqueles que, até certo ponto, podem ser comparados (tabela 1, variável dependente ΔU_t e $(U_t - U_t^*)$), percebemos que os coeficientes brasileiros são, de fato, baixos em relação a outros países.

Conforme recomendação de parte da literatura em inserir defasagens para tornar o modelo dinâmico, percebe-se que esse método, no que diz respeito à variação do hiato do desemprego a desvios do produto potencial, funciona na economia brasileira e nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e de São Paulo. As evidências também apontam que variações do desemprego estiveram relacionadas a flutuações do PIB do trimestre imediatamente anterior no Brasil, na RMBH e na RMSP, capturando a ideia de que as empresas precisam de um certo tempo para contratar e para demitir trabalhadores face à conjuntura econômica, aqui expressa por variações do PIB real.

Os resultados empíricos evidenciam que os coeficientes apresentam diferenças regionais, sendo a Lei de Okun confirmada em uma das três localidades. A Região Metropolitana de São Paulo obteve, em valores absolutos, os maiores coeficientes, que iam de -0,05 a -0,143, o que significa que o mercado de trabalho responde, proporcionalmente, mais intensamente a variações do produto frente às outras regiões, fato que pode ser confirmado ao visualizar nos gráficos 3, 4, 5, 6, 7 e 8 suas respectivas linhas mais inclinadas. Com isso, a RM de São Paulo tende a perder, proporcionalmente, mais empregos em uma recessão do que as outras localidades estudadas. Porém, nos períodos de prosperidade econômica, também possui maior capacidade de recuperação de empregos¹⁶. Para reduzir, *coeteris paribus*, em um ano, a taxa de desemprego em 1 ponto percentual, o PIB real da RM de São Paulo precisa crescer 1,78% por 4 trimestres consecutivos, o que representa um crescimento anualizado de 7,3%.

Na Região Metropolitana de Belo Horizonte, os coeficientes de Okun não se mostraram estatisticamente significantes em nenhuma das estimativas da versão *levels* e, tal como vimos a *rolling regression* no item 5.1, podemos ratificar a não-validade da versão *differences*, ou seja, da versão que relaciona as flutuações do desemprego às variações contemporâneas do produto. Por outro lado, ao dinamizarmos esses modelos, as evidências apontam que o desempenho da atividade

¹⁶ Uma particularidade da RMSP é o fato de ser uma região exportadora e fornecedora de bens para o resto do país, o que intensifica os efeitos em épocas de prosperidade e também de recessão. Percebemos essa característica quando comparamos o gráfico (b) da figura 1 com o gráfico (b) da figura 4, ao passo que o mesmo não parece acontecer de forma significativa com os respectivos gráficos (a) dessas figuras, o que pode ter influenciado a maior magnitude do coeficiente de Okun desta RM.

econômica influencia o mercado de trabalho do trimestre subsequente. Especificamente nesses casos, podemos dizer que é válida.

Por outro lado, na RM de Porto Alegre, os coeficientes de todos os modelos não são estatisticamente diferentes de zero, o que aponta que não há evidências de que o desemprego seja sensível às mudanças no produto. Nesse sentido, a ausência de uma relação estatisticamente significativa entre o desemprego e o produto real indica que uma recuperação cíclica não é acompanhada por uma redução do desemprego. Daly e Hobijn (2010) citam erros de medição do emprego, eficiência na produção e aumento incomum da produtividade como alguns dos fatores que podem explicar o descompasso entre PIB e taxa de desemprego. Christopoulos (2004) afirma que a situação de não-validade pode evidenciar um forte componente estrutural do desemprego. O autor destaca que é difícil explicar os motivos pelos quais a Lei de Okun vale para algumas regiões e não para outras, mas sugere que características distintas de cada mercado de trabalho local poderia, em partes, explicar esta situação. No capítulo 5, quando da análise dos indicadores conjunturais da PME, vimos algumas hipóteses – que podem ser objeto de investigação futura – que podem ter contribuído para a não-validade da lei na RMPA e na RMBH. Outros fatores podem ainda estar relacionados, a exemplo da composição setorial do produto e do emprego, tendo cada RM diferentes níveis de produtividade; composição da qualificação dos trabalhadores, de forma que é possível que os trabalhadores de menor nível de escolaridade tenham uma taxa de rotatividade maior; e a composição da natureza jurídica do vínculo empregatício, uma vez que a estabilidade no serviço público é diferente do setor privado, e mais ainda quando a relação deste último é garantida por contratos de trabalho temporário.

Nesse contexto, os gráficos de dispersão 3, 4, 5, 6, 7 e 8 demonstram os diferentes ajustes da Lei de Okun para o Brasil e para as três regiões metropolitanas. De forma geral, pode-se visualizar que os melhores ajustes foram para o Brasil e para a RMSP. No entanto, mesmo onde a lei é válida, não podemos omitir o fato de que muitos pontos de dados estão longe da linha de regressão. Isso nos possibilita supor que a variação do desemprego está relacionada também a outros fatores, a exemplo da produtividade, do estoque de capital e das horas médias, o que pode ser verificado por meio da utilização de uma função Cobb-Douglas em uma pesquisa futura.

Os resultados do teste de cointegração de Engle-Granger apontam a existência de um equilíbrio de longo prazo entre o produto e a taxa de desemprego na RMBH e

na RMPA. Na versão que incorpora defasagens ao modelo, denominada Engle-Granger aumentado, foi encontrada cointegração no Brasil e nas RMs de Belo Horizonte e de Porto Alegre. Por sua vez, o teste de Johansen detectou, por meio da estatística traço, a presença de um vetor de cointegração no Brasil, na RMBH e na RMSP; enquanto que para o caso da RMPA não foi possível rejeitar a hipótese nula de inexistência de vetores de cointegração. O teste de Johansen, por meio da estatística máximo autovalor, identificou a existência de um vetor de cointegração no Brasil e na RMBH. Dadas algumas divergências nos resultados entre os testes, podemos verificar a concordância de todos eles para o caso da Região Metropolitana de Belo Horizonte. Dessa forma, embora as estimativas da Lei de Okun para a RMBH não apontem uma relação significativa da capacidade de resposta do mercado de trabalho a flutuações do produto e na relação entre desvios do desemprego e do produto a partir de seus níveis de longo prazo, as evidências são de que as séries do produto real e do desemprego se movem juntas no longo prazo.

Diante da existência de diferentes coeficientes de Okun, que possivelmente estão relacionados a configurações regionais específicas (MARIE-ESTELLE e FACCHINI, 2013), por disparidades regionais no crescimento da produtividade (VILLAVERDE e MAZA, 2009) etc., alguns autores sugerem algumas medidas para reduzir o desemprego e para reduzir as disparidades regionais no nível de emprego. Do ponto de vista keynesiano, Christopoulos (2004) sugere a adoção de políticas de gestão de demanda com vistas à redução do nível de desemprego para as regiões onde a lei é observada; e subsídio ao emprego ou financiamento da infraestrutura local naquelas regiões onde a lei não é válida. Villaverde e Maza (2007) partilham do entendimento de que, para as regiões onde a lei é válida, seria apropriada a implementação de políticas de demanda agregada com o objetivo de reduzir o desemprego, enquanto que outras políticas devem ser pensadas para as regiões onde a lei não é válida. A partir de uma perspectiva neoclássica, Apergis e Rezitis (2003) recomendam políticas que enfatizem a desregulamentação de determinados setores da economia, sobretudo no mercado de trabalho, o que eleva a produtividade e a concorrência, fato que aumenta a produtividade global e diminui o desemprego em todas as regiões, especialmente naquelas onde o desemprego é mais insensível a mudanças da produção; enquanto que Villaverde e Maza (2007) sugerem flexibilidade salarial. Villaverde e Maza (2009) complementam que, além de ampliar a flexibilidade do trabalho, devem ser adotadas políticas que aumentem a mobilidade inter-regional

para aquelas regiões onde a lei não foi validada. É nesse contexto que Marie-Estelle e Facchini (2013) afirmam que a existência de diferentes coeficientes de Okun em um mesmo país sugere que a adoção de uma política econômica de redução do desemprego que leve em conta as especificidades de cada região deverá ser analisada.

7 CONCLUSÃO

Este trabalho estimou os coeficientes de Okun para o Brasil e para três regiões metropolitanas, a partir de dados trimestrais de 2002q1 a 2014q3. Foram utilizadas as versões *differences*, *gap* e duas especificações da versão dinâmica, sendo os componentes cíclicos obtidos pelo filtro Hodrick-Prescott com dois parâmetros de suavização, pela tendência linear, tendência quadrática, e por meio da decomposição de Beveridge-Nelson. Os resultados variam de acordo com a especificação do modelo da Lei de Okun e do método utilizado para estimar o produto potencial e a taxa natural de desemprego.

Sumariamente, evidencia-se que, além de válida no Brasil e em uma das três regiões metropolitanas estudadas, existem diferenças regionais quanto à capacidade de resposta dos mercados de trabalho às flutuações do produto e aos desvios de seus níveis de longo prazo. O mercado de trabalho da Região Metropolitana de São Paulo responde, proporcionalmente, mais intensamente a variações do produto frente às outras regiões metropolitanas. Na Região Metropolitana de Belo Horizonte, os coeficientes de Okun não se mostraram estatisticamente significantes, ressalvado o fato de que a atividade econômica influencia o mercado de trabalho do trimestre subsequente. Ademais, as evidências para esta região metropolitana são de que as séries do produto real e do desemprego se movem juntas no longo prazo. No que se refere à Região Metropolitana de Porto Alegre, não há evidências de que a Lei de Okun seja válida. As diferenças regionais desses coeficientes implicam, segundo a literatura, a necessidade de implementar políticas de desemprego que observem não apenas as disparidades regionais no mercado de trabalho, mas também a resposta deste a alterações da atividade econômica em cada localidade.

No aspecto regional, uma sugestão futura é verificar o porquê das diferentes capacidades de resposta do desemprego a variações do produto, partindo da hipótese de que a composição setorial dessas economias é aspecto relevante nesse processo, sobretudo por haver setores mais intensivos em mão de obra do que outros e com diferentes níveis de produtividade, de tal forma que, possivelmente, as regiões brasileiras mais industrializadas tenham um produto maior, porém que o mercado de trabalho destas tenha uma resposta menor às variações na produção, o que gera distintas variações regionais na taxa de desemprego, combinando, especialmente em

fases de recessão, a situação de desaceleração econômica e mercado de trabalho aquecido: situação que contraria a Lei de Okun.

Uma outra derivação que pode partir deste estudo é analisar se há assimetria na Lei de Okun para o Brasil com vistas a identificar se o desemprego responde mais fortemente ao crescimento do produto do que na sua desaceleração, o que pode estar relacionado à rigidez do mercado de trabalho brasileiro, ou seja, às restrições institucionais para despedir trabalhadores, mas não para contratar. Ainda para o Brasil, o momento oportuno da expansão dos programas governamentais – a exemplo do Programa Universidade para Todos (PROUNI), do Fundo de Financiamento Estudantil (FIES), Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (PRONATEC) – e da expansão da rede federal de ensino, pode ter relação com o comportamento da Lei de Okun, pois estudo e trabalho podem ser encarados como um *trade-off* para muitos jovens que decidem postergar a entrada no mercado de trabalho em busca de educação e qualificação, fato que reduz a População Economicamente Ativa e, conseqüentemente, a taxa de desemprego.

REFERÊNCIAS

ADANU, K. A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. **Applied Economics**, v. 37, n. 5, 2005, pp. 561-570.

AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: **Second International Symposium on Information Theory**, ed. B. N. Petrov and F. Csaki, Budapest: Akailseoniai-Kiudo, 1973, pp. 267-281.

APERGIS, N.; REZITIS, A. An examination of Okun's law: Evidence from regional areas in Greece. **Applied Economics**, v. 35, 2003, pp. 1147-1151.

ARAUJO, C. H. V.; AREOSA, M. B. M.; GUILLÉN, O. T. C. Estimating potential output and the output gap for Brazil. In: **XXXII Encontro Nacional de Economia**, 2004, João Pessoa. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004.

BALL, L. M.; JALLES, J. T.; LOUNGANI, P. Do Forecasters Believe in Okun's Law? An Assessment of Unemployment and Output Forecasts. **IMF Working Paper**, February, 2014.

BALL, L. M.; LEIGH, D.; LOUNGANI, P. **Okun's Law: Fit at 50?** Paper presented at the 13th Jacques Polak Annual Research Conference held by the IMF, November, 2012.

BALL, L. M.; MANKIW, N. G. The NAIRU in Theory and Practice. **Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper**, n. 1963, 2002.

BARBOSA FILHO, N. H. Estimando e Revisando o Produto Potencial do Brasil: Uma Análise do Filtro Hodrick-Prescott com Função de Produção. In: Denise Lobato Gentil; Roberto Pires Messenberg. (Org.). **Crescimento Econômico: Produto Potencial e Investimento**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009, pp. 33-57.

BAXTER, M.; KING, R. G. Measuring business cycles approximate band-pass filters for economic time series. **NBER Working Paper** n. 5022, National Bureau of Economic Research, 1995.

BCB. **Relatório de Inflação: setembro de 2005**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2005.

BEATON, K. Time Variation in Okun's Law: A Canada and U.S. Comparison. **Bank of Canada Working Paper**, n. 7, Bank of Canada, 2010.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, 1981, pp. 151-174.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 5ª ed. São Paulo: Prentice Hall, 2011.

BLINDER, A. Is There a Core of Practical Macroeconomics That We Should All Believe? **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, May, 1997, pp. 240-243.

BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Poder Legislativo, Brasília, DF, 5 out. 1988.

CANOVA, F. Detrending and business cycle facts. **Journal of Monetary Economics**, v. 41, 1988, pp. 475-512.

CAZES, S.; VERICK, S. What has happened to Okun's law in the US and Europe? Insights from the great Recession and longer time trends. **Research Conference on Key Lessons from the Crisis and the Way Forward**, ILO, Geneva, 2011.

CAZES, S.; VERICK, S; AL HUSSAMI, F. Diverging trends in unemployment in the United States and Europe: Evidence from Okun's Law and the global financial crisis. **Employment Working Papers**, ILO, 2012.

CHAMBERLIN, G. Okun's Law Revisited. **Economic & Labour Market Review**, v. 5, n. 2, 2011, pp. 104-132.

CHRISTIANO, L. J.; T. J. FITZGERALD. The band pass filter. **International Economic Review**, v. 44, 2003, pp. 435-465.

CHRISTOPOULOS, D. K. The Relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions. **Papers in Regional Science**, v. 83 n. 3, 2004, pp. 611-620.

COCHRANE, D.; G. H. ORCUTT. Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms. **Journal of the American Statistical Association**, v. 44, 1949, pp. 32-61.

CRESPO-CUARESMA, J. Revisiting Okun's law: A Piecewise-linear Approach. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, 2003, pp. 439-451.

CUSINATO, R. T.; MINELLA, A.; PÔRTO JÚNIOR, S. S. Output Gap and GDP in Brazil: a real-time data analysis. **Working Paper Series** 203, Central Bank of Brazil, April, 2010.

DALY, M.; HOBIJN, B. Okun's Law and the Unemployment Surprise of 2009. **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter**, n. 7, March, 2010.

DENIS, C.; MC MORROW, K; W. RÖGER. Production function approach to calculating potential growth and output gaps – estimates for the EU Member States and the US. **Economic Papers** 176, European Commission, 2002.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, 1979, pp. 427-431.

DORNBUSH, R.; FISCHER, S. e STARTZ, R. **Macroeconomia**. 10^a ed. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 2009.

DRITSAKI, C.; E DRITSAKIS, N. Okun's Coefficient for Four Mediterranean Member Countries of EU: An Empirical Study. **International Journal of Business and Management**, v. 4, n. 5, May, 2009, pp. 18-26.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least squares regression. I. **Biometrika**, v. 37, 1950, pp. 409-428.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, 1987, pp. 251-276.

FAVERO, C. A. **Applied Macroeconometrics**. OUP Catalogue, Oxford University Press, 2001.

FREEMAN, D. G. Regional tests of Okun's Law. **International Advances in Economic Research**, v. 6, 2000, pp. 557-570.

GORDON, R. J. Okun's Law and Productivity Innovations. **American Economic Review**, v. 100, n. 2, May, 2010, pp. 11-15.

_____. The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 1, Winter, 1997, pp. 11-32.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, August, 1969, pp. 424-438.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, 1974, pp. 111-120.

HARRIS, R.; SILVERSTONE, B. Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. **Economics Bulletin**, v. 5, 2001, pp. 1-13.

HARVEY, A. C.; JAEGER, A. Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. **Journal of Applied Econometrics**, v. 8, 1993, pp. 231-247.

HODRICK, R. J.; E. C. PRESCOTT. Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, n. 1, February, 1997, pp. 1-16.

_____. Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. **Carnegie Mellon University**, Discussion Paper n. 451, 1980.

HUANG, R. H. C. Okun's Law Revisited: a Structural Change Approach. **Working Paper**, Tamkang University, May, 2003.

HYNDMAN, R. J.; KHANDAKAR, Y. Automatic time series forecasting: The forecast package for R. **Journal of Statistical Software**, v. 26, n. 3, 2008.

IBGE. **Pesquisa Mensal de Emprego: outubro 2001 - outubro 2002**. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.

_____. **Sinopse do Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

IEDI. **Produto Potencial e Crescimento**. São Paulo: IEDI, 2006.

IMF. **Unemployment Dynamics in Recessions and Recoveries**. World Economic Outlook, Chapter 3, April, 2010.

ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO MUNICIPAL BRASILEIRO. **Atlas de desenvolvimento humano no Brasil 2013**. Brasília: PNUD, Ipea, FJP, 2013.

JAHAN, S.; MAHMUD, A. S. What Is the Output Gap? **Finance & Development**, v. 50, n. 3, September, 2013, pp. 38-39.

JOHANSEN, S. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. **Oxford: Oxford University Press**, 1995.

KNOTEK, E. S. How Useful is Okun's Law? **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Kansas City, Fourth Quarter, 2007, pp. 73-103.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, 1992, pp. 159-178.

LAL, I. et al. Test of Okun's Law in Some Asian Countries: Co-Integration Approach. **European Journal of Scientific Research**, v. 40, n. 1, 2010, pp. 73-80.

LEE, J. The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries. **Journal of Macroeconomics**, v. 22, n. 2, 2000, pp. 331-356.

MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. **Queen's Economics Department Working Paper**, n. 1227, 1990.

_____. Critical values for cointegration tests. **Queen's Economics Department Working Paper**, n. 1227, 2010.

_____. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, 1996, pp. 601-618.

MANKIWI, N. G. **Macroeconomia**. 7ª ed. Rio de Janeiro: LTC, 2010.

_____. The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment. Harvard Institute of Economic Research Working Papers 1905, **Harvard – Institute of Economic Research**, August, 2000.

MARIE-ESTELLE, B.; FACCHINI, F. Okun's Law in the French Regions: A Cross-Regional Comparison. **Economics Bulletin**, v. 33, n. 1, 2013, pp. 420-433.

MAYES, D.; VIREN, M. Asymmetry and the problem of aggregation in the euro area, **Empirica** v. 29, n. 1, 2002, pp. 47-73.

MINAS GERAIS. **Produto Interno Bruto dos Municípios de Minas Gerais: 2010**. Fundação João Pinheiro, Centro de Estatística e Informações (CEI). Belo Horizonte, 2010.

MITCHELL, K.; PEARCE, D. K. Do Wall Street economists believe in Okun's Law and the Taylor Rule? **Journal of Economics and Finance**, v. 34, 2009, pp. 196-217.

MOAZZAMI, B.; DADGOSTAR, B. Okun's Law Revisited: Evidence from OECD Countries. **International Business & Economics Research Journal**, v. 8, n. 8, 2009, pp. 21-24.

MOOSA, I. A. A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient. **Journal of Comparative Economics**, v. 24, n. 3, 1997, pp. 335-356.

MURRAY, J. Output Gap Measurement: judgement and uncertainty. **Office for Budget Responsibility**. Working Paper n. 5, July, 2014.

OBERST, C. A.; OELGEMÖLLER, J. Economic Growth and Regional Labor Market Development in German Regions: Okun's Law in a Spatial Context. **FCN Working Paper**, n. 5, 2013.

OKUN, A. M. **Potential GNP: Its Measurement and Significance**. Reprinted as Cowles Foundation Paper 190, 1962.

OLIVEIRA, L. L. S. Idese: uma análise sobre o Índice de Desenvolvimento Socioeconômico do Rio Grande do Sul. Fundação de Economia e Estatística, **Texto para Discussão FEE** n. 115. Porto Alegre, 2013.

OWYANG, M. T.; SEKHPOSYAN, T. Okun's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession All That Different? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 94, n. 5, 2012, pp. 399-418.

OWYANG, M. T.; VERMANN, E. K. Okun's Law in Recession and Recovery. **Economic Synopses**, Federal Reserve Bank of St. Louis, n. 23, 2013.

PAULANI, L. M. **A Nova Contabilidade Social: Uma Introdução à Macroeconomia** / Leda Maria Paulani, Márcio Bobik Braga. - 3. ed. rev. e atualizada. São Paulo: Saraiva, 2007.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, 1988, pp. 335-346.

PNUD. **Valores e Desenvolvimento Humano 2010**. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Brasília, 2010.

PRACHOWNY, M. F. J. Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 75, n. 2, May, 1993, pp. 331-336.

RAVN, M.; UHLIG, H. On adjusting the Hodrick–Prescott filter for the frequency of observations. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 2, May, 2002, pp. 371-380.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4th ed. New York: McGraw-Hill, 2012.

SACHSIDA, A. Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: Uma Revisão da Literatura Sobre a Curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 4, 2013, pp. 121-132.

SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C.; MEDDRANO, L. **Inflação, desemprego e choques cambiais: Novas evidências para o Brasil**. Texto para discussão 1661. Brasília: Ipea, 2011.

SAMUELSON, P. A. A Tribute. **In Memoriam, Arthur M. Okun**. The Brookings Institution, Washington, D.C., 1980, pp. 26-28.

SCHWARZ, G. E. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, v. 6, n. 2, 1978, pp. 461-464.

SILVA FILHO, T. N. T. La tasa natural de desempleo en Brasil, Chile, Colombia y Venezuela: algunos resultados y desafíos. Investigación Conjunta. In: **Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA)**. Estimación y Uso de Variables no Observables en la Región. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA, ed. 1, v. 1, cap. 13, 2008, pp. 399-425.

SILVAPULLE, P.; MOOSA, I. M.; SILVAPULLE, M. J. Asymmetry in okun's law. **Canadian Journal of Economics**, v. 37, n. 2, 2004, pp. 353-374.

SÖGNER, L.; STIASSNY, A. An analysis on the structural stability of Okun's law – a cross-country study. **Applied Economics**, v. 34, n. 14, 2002, pp. 1775-1787.

SOUZA JUNIOR, J. R. C. Produto potencial: conceitos e metodologia. In: Denise Lobato Gentil; Roberto Pires Messenberg. (Org.). **Crescimento Econômico: Produto Potencial e Investimento**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009, pp. 11-32.

STIGLITZ, J. E. Reflections on the Natural Rate Hypothesis. **Journal of Economic Perspectives**, v.11, n. 1, Winter, 1997, pp. 3-10.

TOBIN, J. Supply Constraints on Employment and Output: NAIRU Versus Natural Rate. Cowles Foundation Discussion Papers 1150, **Cowles Foundation for Research in Economics**, Yale University, 1997.

TOMBOLO, G. A.; HASEGAWA, M. M. 2014. Okun's Law: Evidence for the Brazilian Economy. **Economic Research Guardian**, Weissberg Publishing, v. 4, n. 1, June, 2014, pp. 2-12.

VILLAVERDE, J.; MAZA, A. Okun's law in the Spanish regions. **Economics Bulletin**, v. 18, 2007, pp. 1-11.

_____. The robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004: Regional evidence. **Journal of Policy Modeling**, v. 31, n. 2, 2009, pp. 289-297.

WEN, Y.; CHEN, M. **Okun's Law: A Meaningful Guide for Monetary Policy?** Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Synopses, n. 15, June, 2012.

APÊNDICE

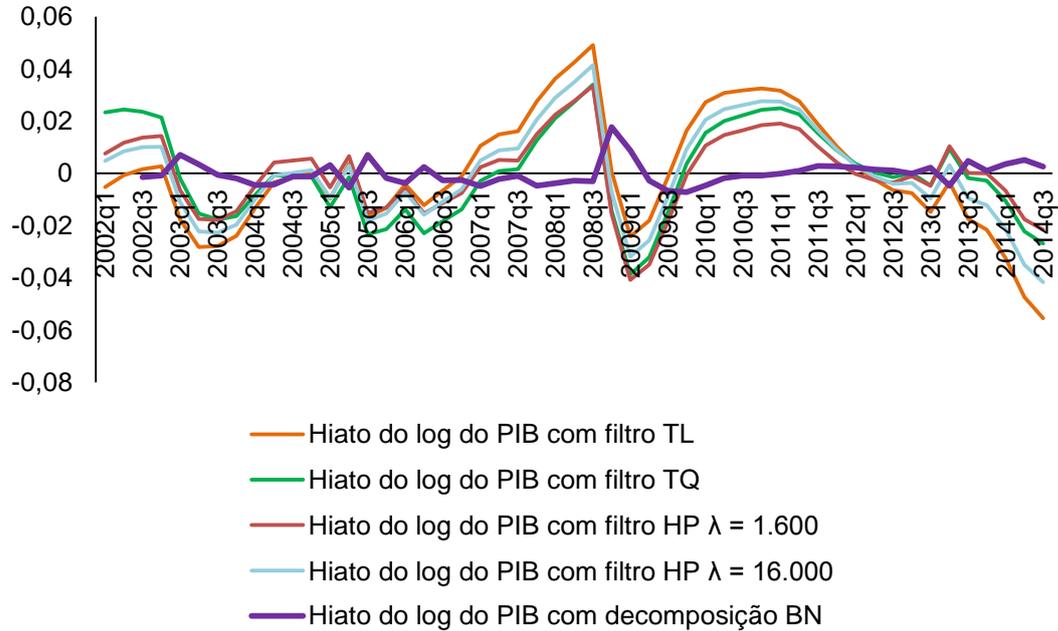


Gráfico 1: Comparação dos filtros de remoção de tendência do log do PIB, Brasil, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados dessazonalizados do IBGE e dos resultados da pesquisa.

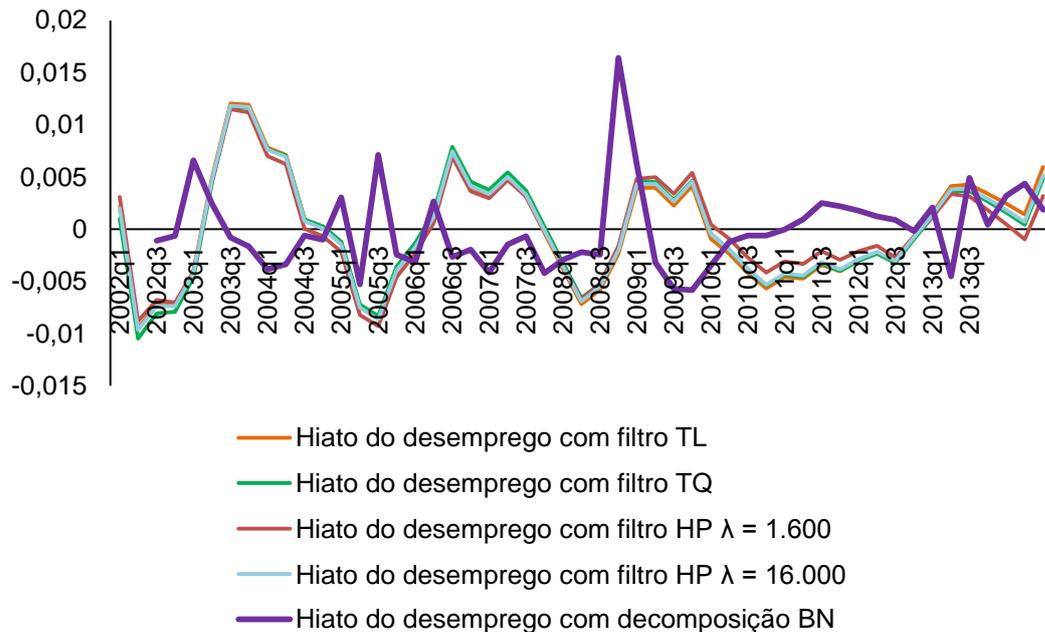


Gráfico 2: Comparação dos filtros de remoção de tendência da taxa de desemprego, Brasil, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE dessazonalizados e dos resultados da pesquisa.

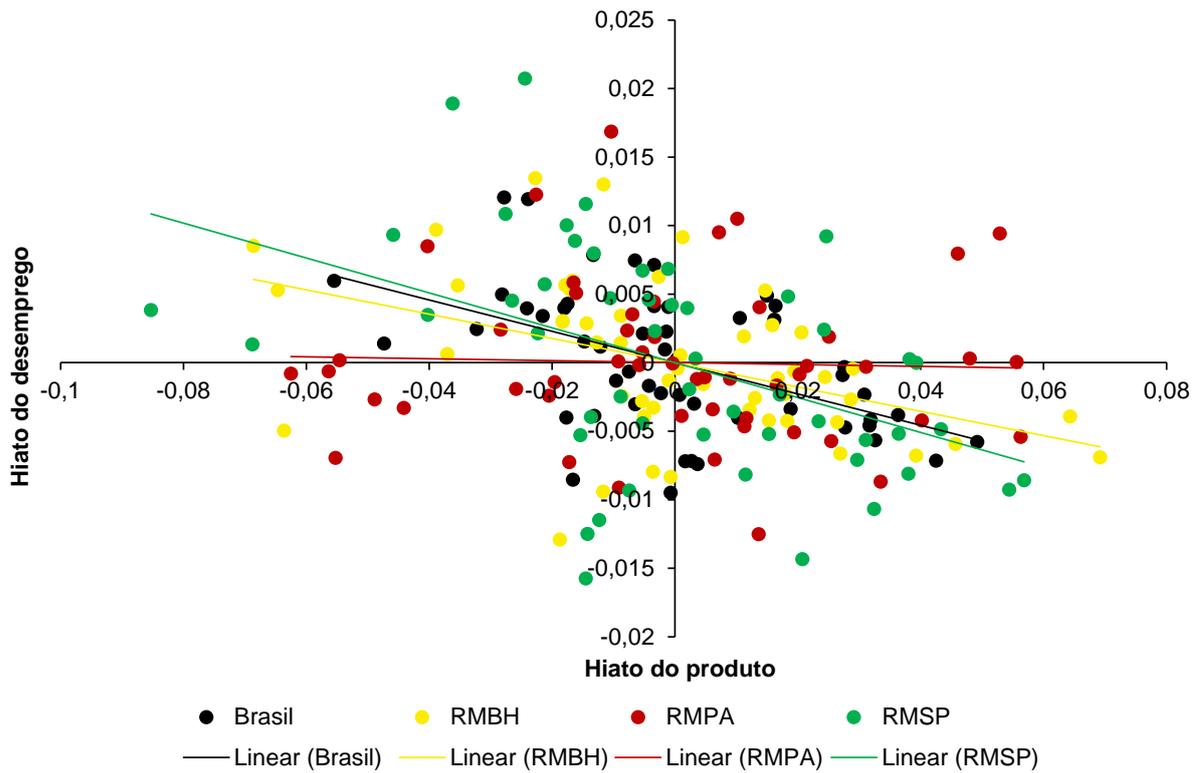


Gráfico 3: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão *levels*, com filtro TL

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

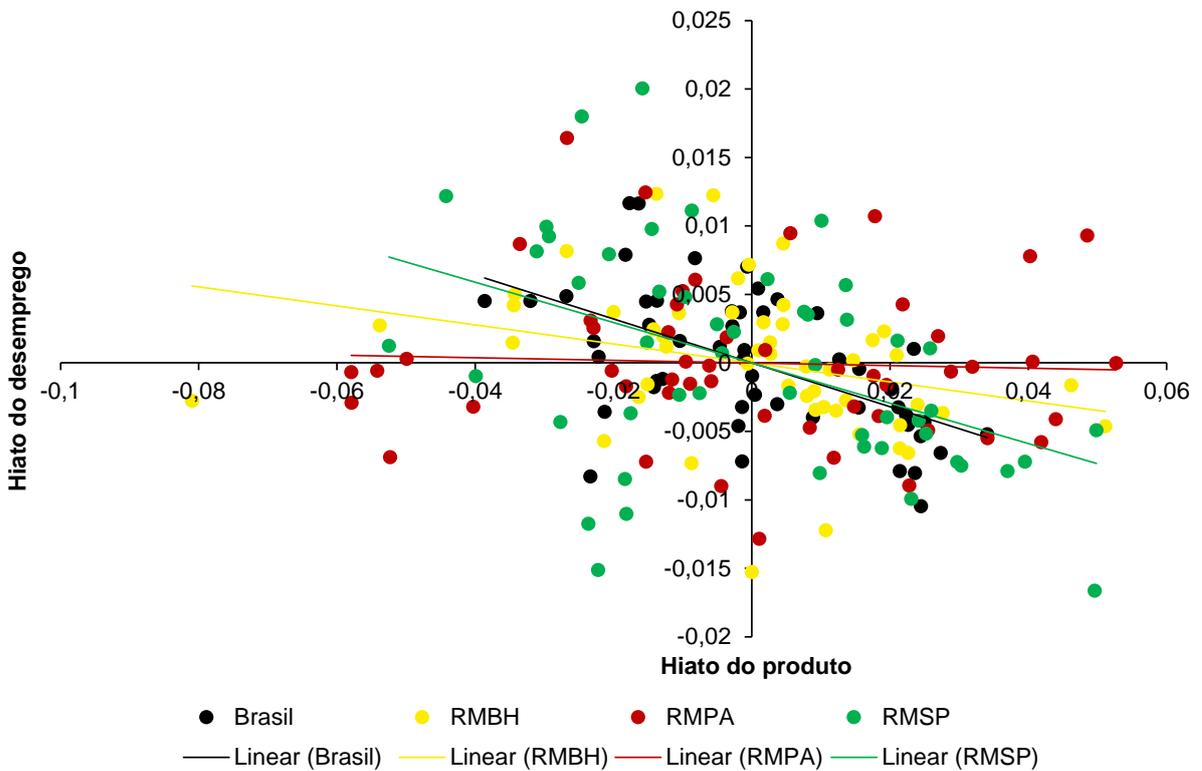


Gráfico 4: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão *levels*, com filtro TQ

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

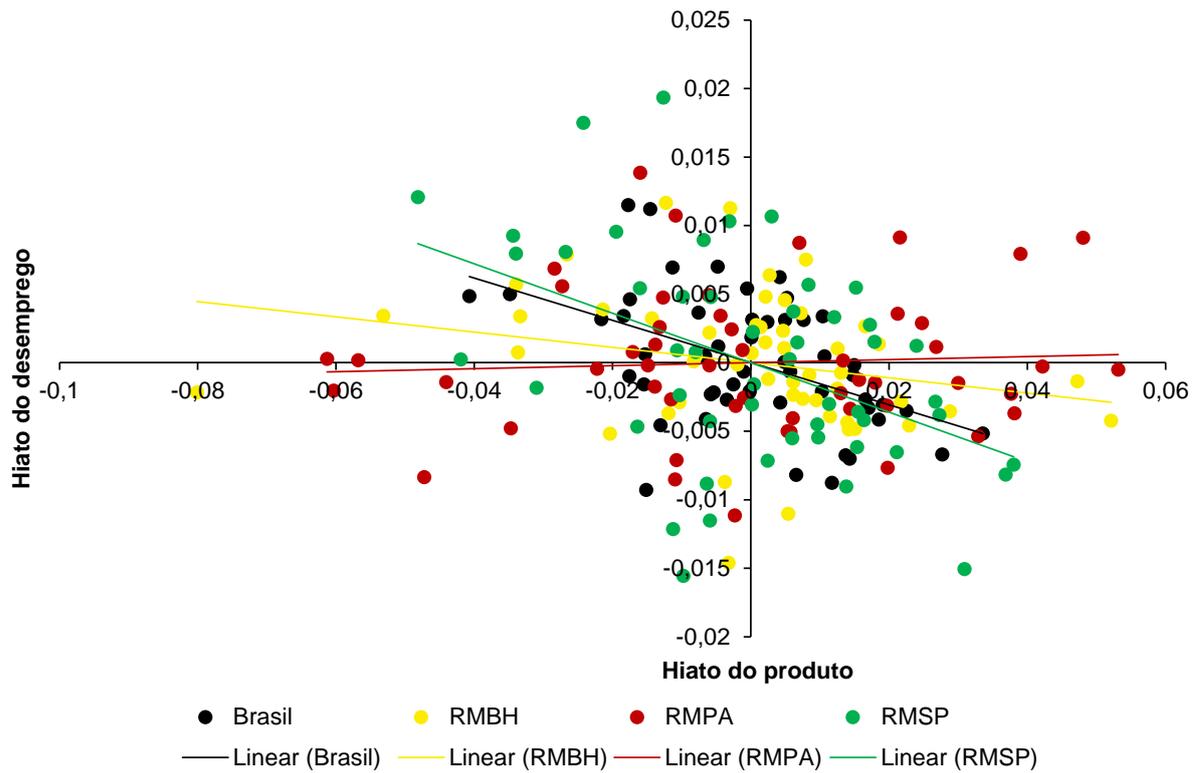


Gráfico 5: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão *levels*, com filtro HP $\lambda = 1.600$

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

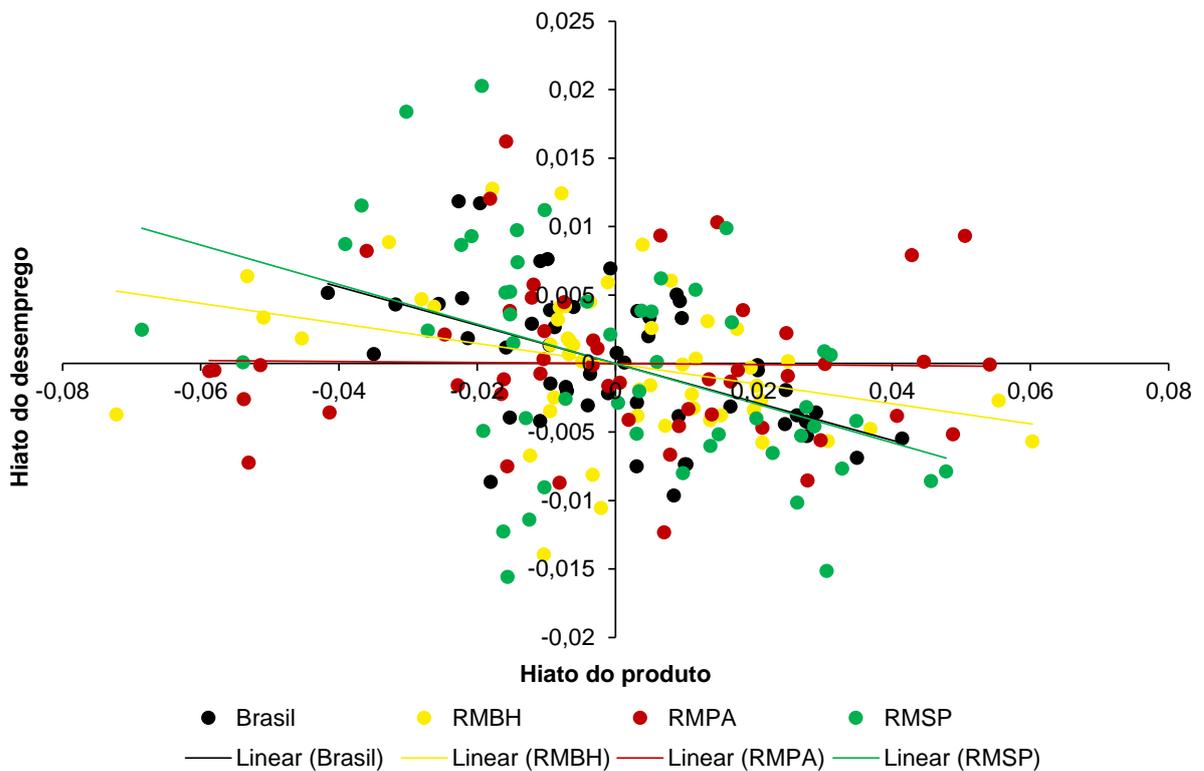


Gráfico 6: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão *levels*, com filtro HP $\lambda = 16.000$

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

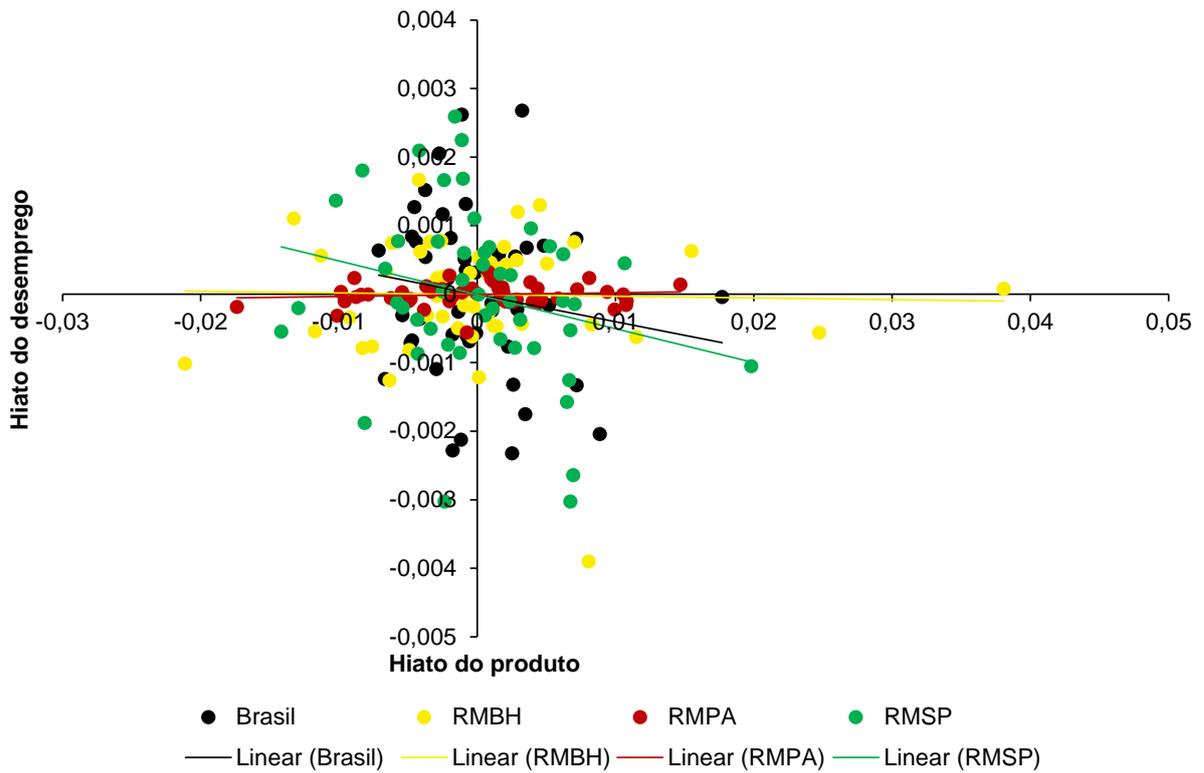


Gráfico 7: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão *levels*, com decomposição BN

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

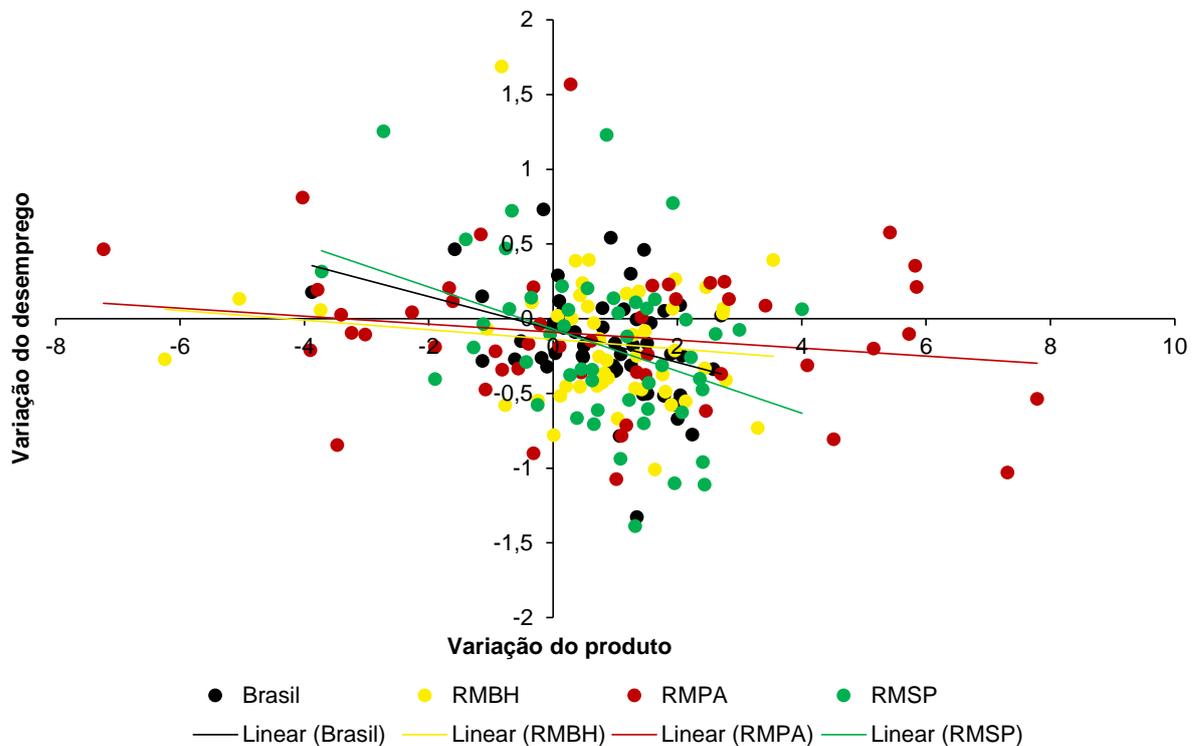


Gráfico 8: Lei de Okun (2002q1 a 2014q3). Versão *differences*

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.



Figura 1: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun no Brasil, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados dessazonalizados do IBGE e dos resultados da pesquisa.

Nota: (a) Índice do PIB (média de 2002 = 100) e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(b) Taxa de desemprego e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(c) Hiato do produto e do desemprego com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(d) *Rolling regression*, a partir de uma janela de 20 trimestres e da versão *differences* da Lei de Okun. A escolha de 20 trimestres ocorreu, sobretudo, devido ao tamanho da série. Chamberlin (2011), em seu estudo, optou pela janela de 20 trimestres sob a justificativa do interesse em capturar de forma mais rápida as variações cíclicas nos coeficientes da regressão.

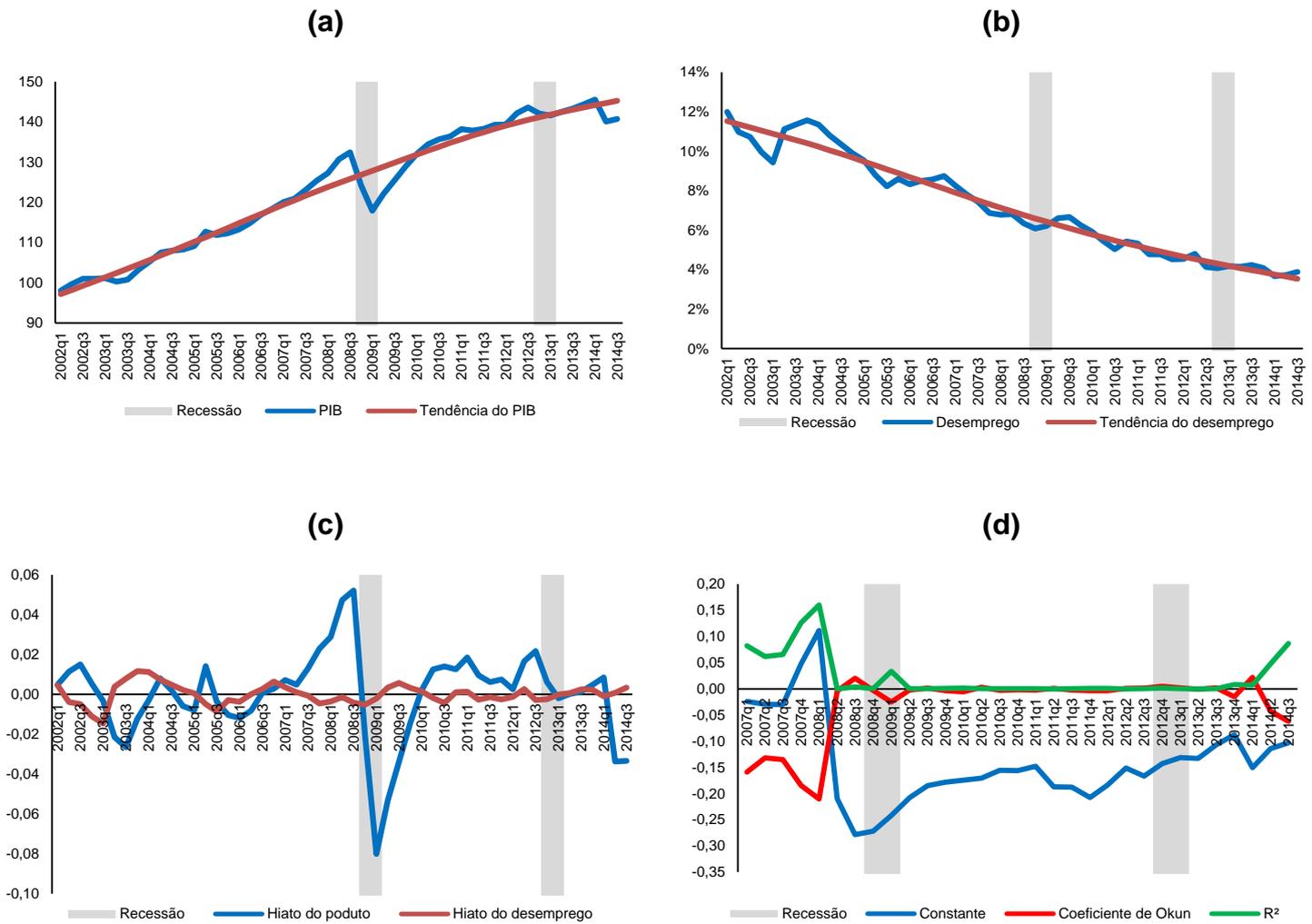


Figura 2: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun na Região Metropolitana de Belo Horizonte, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados dessazonalizados do IBGE, da Fundação João Pinheiro e dos resultados da pesquisa.

Nota: (a) Índice do PIB (média de 2002 = 100) e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(b) Taxa de desemprego e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(c) Hiato do produto e do desemprego com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(d) *Rolling regression*, a partir de uma janela de 20 trimestres e da versão *differences* da Lei de Okun. A escolha de 20 trimestres ocorreu, sobretudo, devido ao tamanho da série. Chamberlin (2011), em seu estudo, optou pela janela de 20 trimestres sob a justificativa do interesse em capturar de forma mais rápida as variações cíclicas nos coeficientes da regressão.

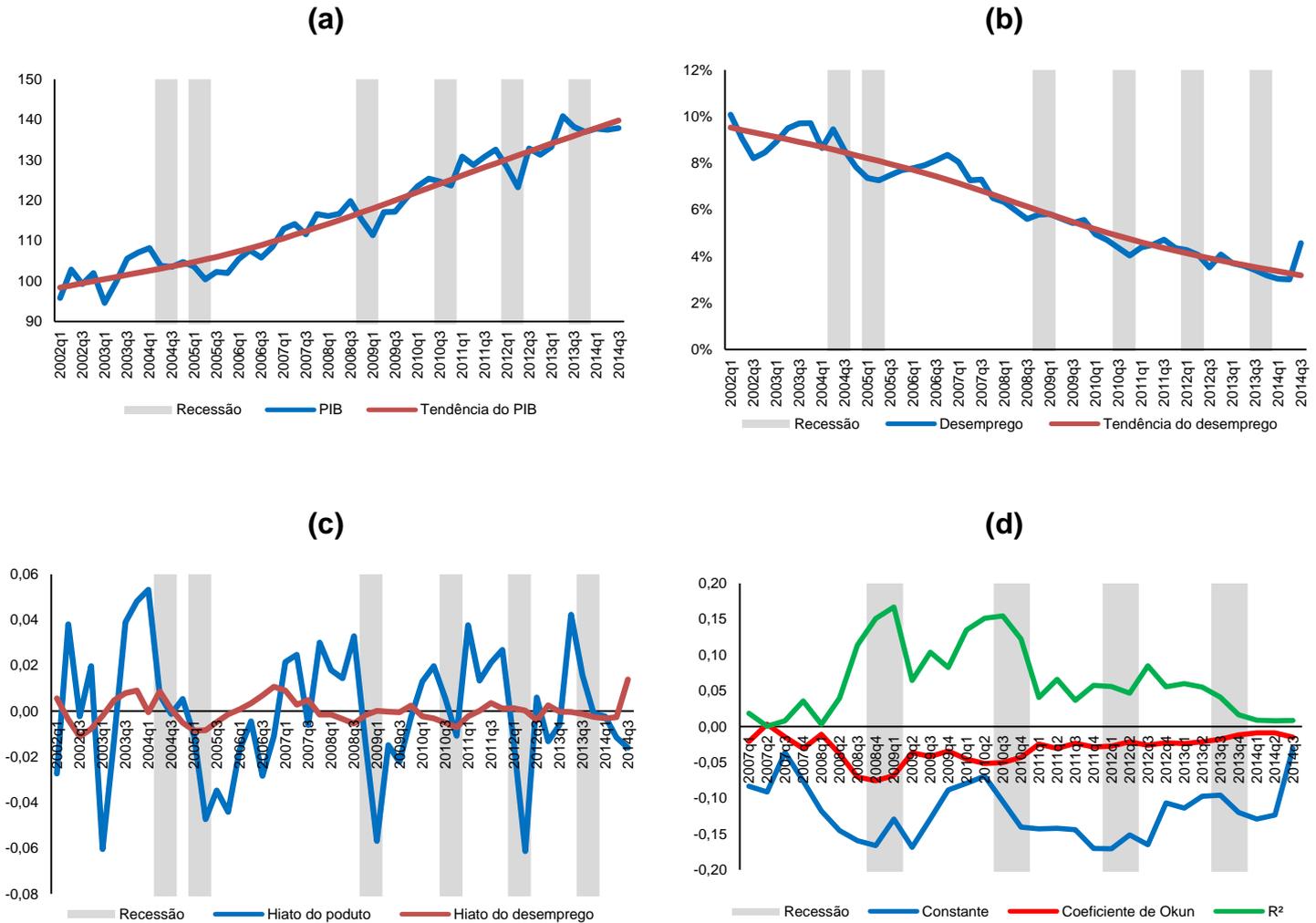


Figura 3: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun na Região Metropolitana de Porto Alegre, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados dessazonalizados do IBGE, da FEE/CIE/Núcleo de Contas Regionais e dos resultados da pesquisa.

Nota: (a) Índice do PIB (média de 2002 = 100) e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(b) Taxa de desemprego e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(c) Hiato do produto e do desemprego com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(d) *Rolling regression*, a partir de uma janela de 20 trimestres e da versão *differences* da Lei de Okun. A escolha de 20 trimestres ocorreu, sobretudo, devido ao tamanho da série. Chamberlin (2011), em seu estudo, optou pela janela de 20 trimestres sob a justificativa do interesse em capturar de forma mais rápida as variações cíclicas nos coeficientes da regressão.

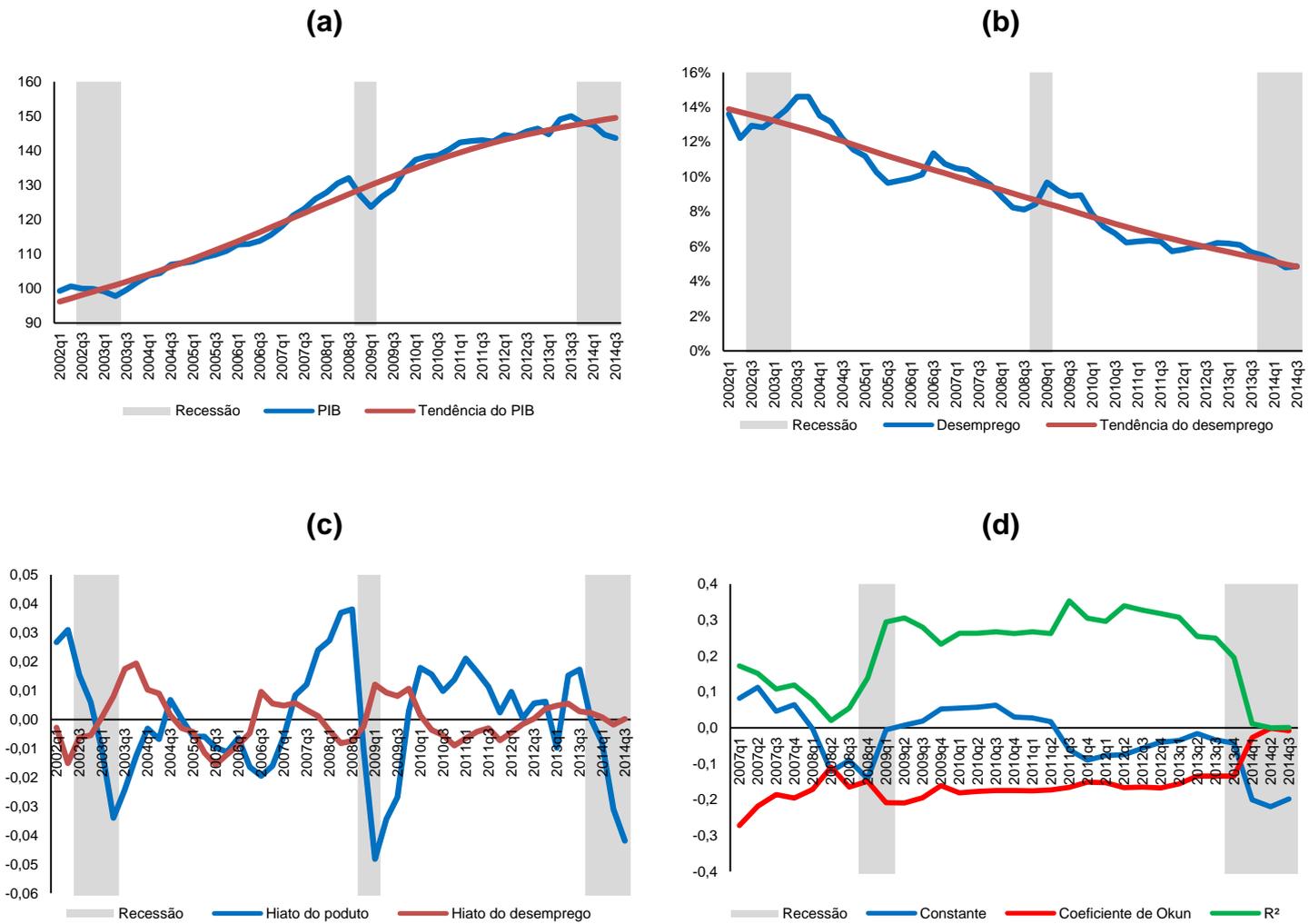


Figura 4: Comportamento do PIB, do desemprego, dos hiatos e do coeficiente de Okun na Região Metropolitana de São Paulo, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados dessazonalizados do IBGE, da Fundação Seade e dos resultados da pesquisa.

Nota: (a) Índice do PIB (média de 2002 = 100) e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(b) Taxa de desemprego e tendência com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(c) Hiato do produto e do desemprego com filtro HP $\lambda = 1.600$.

(d) *Rolling regression*, a partir de uma janela de 20 trimestres e da versão *differences* da Lei de Okun. A escolha de 20 trimestres ocorreu, sobretudo, devido ao tamanho da série. Chamberlin (2011), em seu estudo, optou pela janela de 20 trimestres sob a justificativa do interesse em capturar de forma mais rápida as variações cíclicas nos coeficientes da regressão.

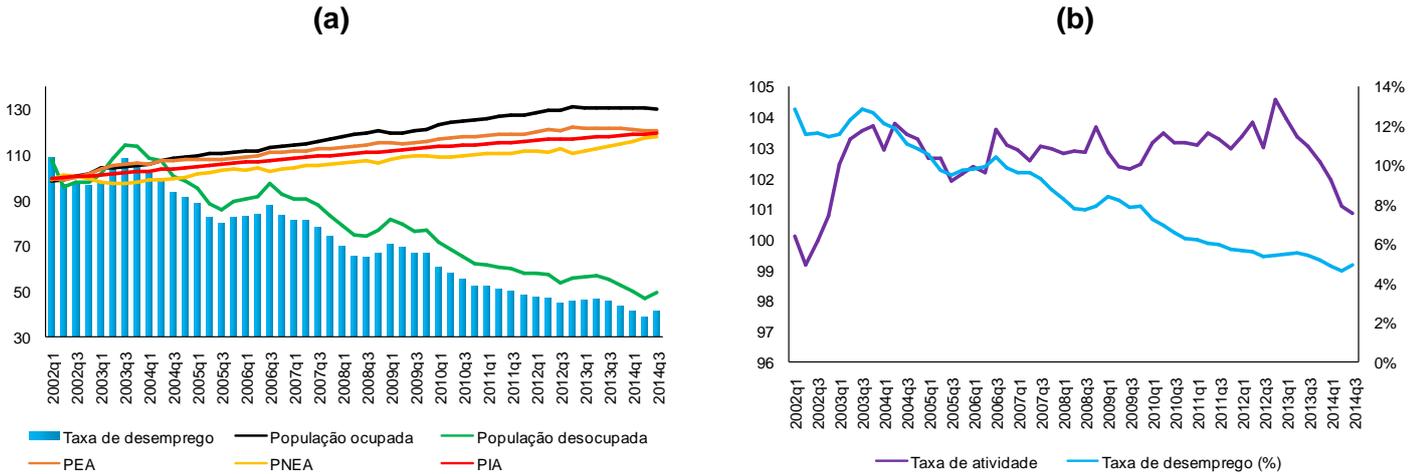


Figura 5: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME no Brasil, 2002q1 a 2014q3
 Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE dessazonalizados.
 Nota: Excetuando-se a taxa de desemprego (%), índice (média de 2002 = 100).

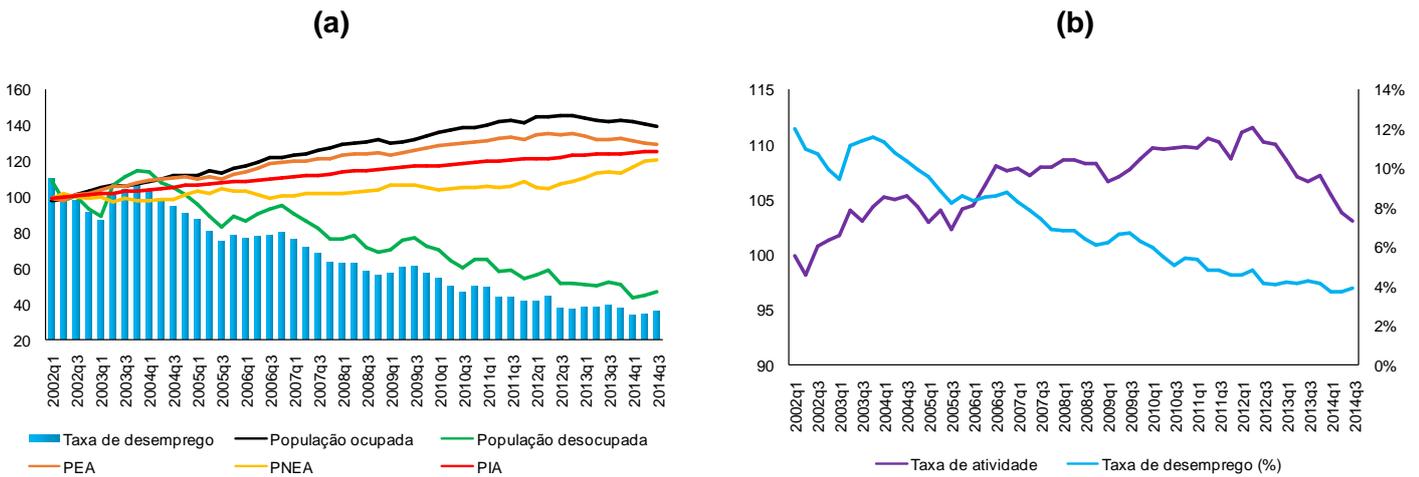


Figura 6: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME na RMBH, 2002q1 a 2014q3
 Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE dessazonalizados.
 Nota: Excetuando-se a taxa de desemprego (%), índice (média de 2002 = 100).

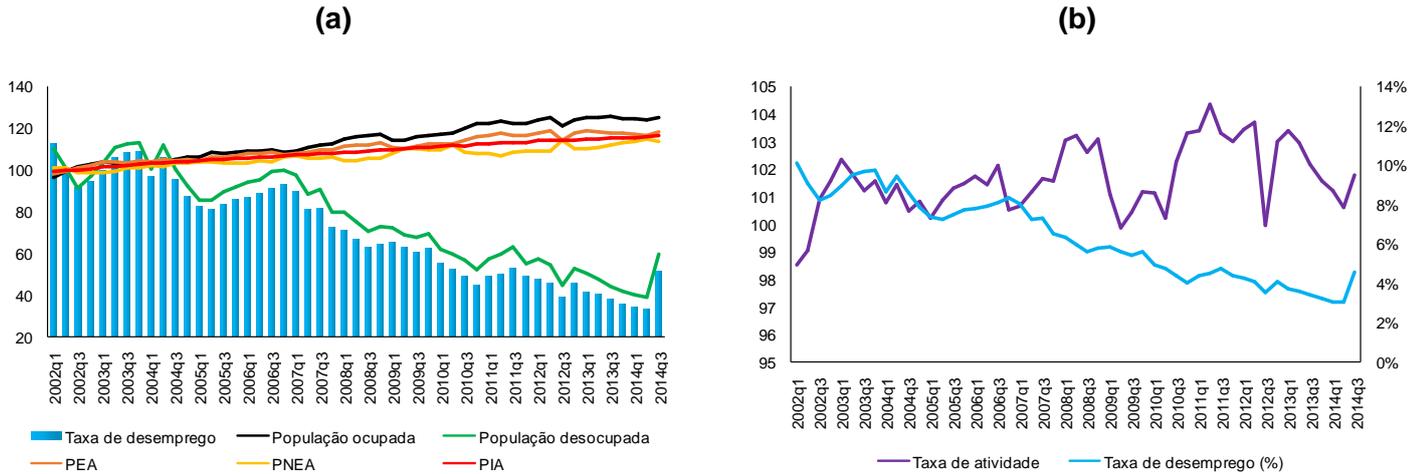


Figura 7: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME na RMPA, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE dessazonalizados.

Nota: Excetuando-se a taxa de desemprego (%), índice (média de 2002 = 100).

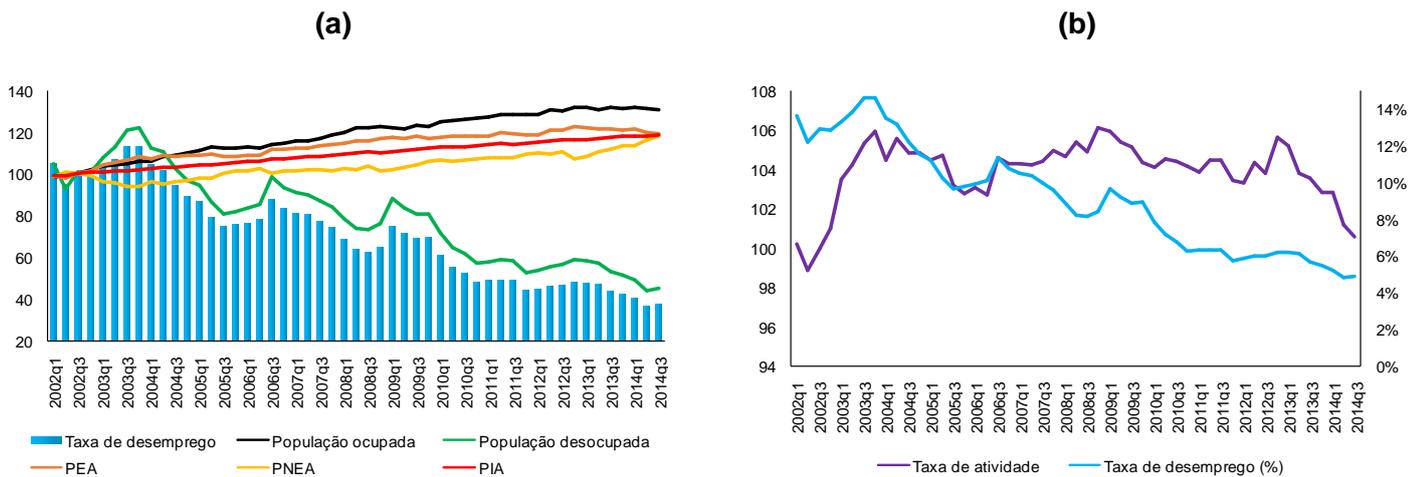


Figura 8: Comportamento dos principais indicadores conjunturais da PME na RMSP, 2002q1 a 2014q3

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE dessazonalizados.

Nota: Excetuando-se a taxa de desemprego (%), índice (média de 2002 = 100).

Tabela 2: Testes de estacionariedade das séries

Variável	ADF	PP	KPSS	Conclusão
Y, Brasil	-1,183	-1,346	0,343***	Não-estacionária
U, Brasil	-0,742	-1,034	0,063	Não-estacionária
Y, RMBH	-1,347	-1,49	0,184**	Não-estacionária
U, RMBH	-0,896	-1,384	0,177**	Não-estacionária
Y, RMPA	-0,44	-1,029	0,134*	Não-estacionária
U, RMPA	-1,19	-1,62	0,109	Não-estacionária
Y, RMSP	-1,342	-1,163	0,239***	Não-estacionária
U, RMSP	-0,946	-0,82	0,056	Não-estacionária
(Y - Y*) com TL, Brasil	-1,942	-1,614	0,254***	Não-estacionária
(U - U*) com TL, Brasil	-4,158***	-2,992**	0,063	Estacionária
(Y - Y*) com TL, RMBH	-2,132	-2,240	0,21**	Não-estacionária
(U - U*) com TL, RMBH	-3,217**	-3,078**	0,139*	Estacionária
(Y - Y*) com TL, RMPA	-3,768***	-4,367***	0,134*	Estacionária
(U - U*) com TL, RMPA	-2,766*	-2,780*	0,109	Estacionária
(Y - Y*) com TL, RMSP	-1,566	-1,309	0,239***	Não-estacionária
(U - U*) com TL, RMSP	-3,691***	-2,876**	0,050	Estacionária
(Y - Y*) com TQ, Brasil	-3,731***	-2,795*	0,105	Estacionária
(U - U*) com TQ, Brasil	-3,342**	-2,969**	0,051	Estacionária
(Y - Y*) com TQ, RMBH	-3,605***	-3,196**	0,050	Estacionária
(U - U*) com TQ, RMBH	-4,577***	-3,181**	0,054	Estacionária
(Y - Y*) com TQ, RMPA	-3,811***	-4,668***	0,073	Estacionária
(U - U*) com TQ, RMPA	-2,816*	-2,797*	0,109	Estacionária
(Y - Y*) com TQ, RMSP	-3,028**	-2,621*	0,124*	Estacionária
(U - U*) com TQ, RMSP	-4,073***	-2,938**	0,039	Estacionária
(Y - Y*) com HP 1.600, Brasil	-4,370***	-3,134**	0,058	Estacionária
(U - U*) com HP 1.600, Brasil	-3,761***	-3,228**	0,037	Estacionária
(Y - Y*) com HP 1.600, RMBH	-3,816***	-3,339**	0,044	Estacionária
(U - U*) com HP 1.600, RMBH	-3,740***	-4,511***	0,044	Estacionária
(Y - Y*) com HP 1.600, RMPA	-4,090***	-5,008***	0,048	Estacionária
(U - U*) com HP 1.600, RMPA	-3,350**	-3,422**	0,056	Estacionária
(Y - Y*) com HP 1.600, RMSP	-4,304***	-3,052**	0,069	Estacionária
(U - U*) com HP 1.600, RMSP	-4,112***	-2,979**	0,036	Estacionária
(Y - Y*) com HP 16.000, Brasil	-2,858*	-2,264	0,164**	Não-estacionária
(U - U*) com HP 16.000, Brasil	-3,254**	-3,019**	0,050	Estacionária
(Y - Y*) com HP 16.000, RMBH	-2,880**	-2,776*	0,113	Estacionária
(U - U*) com HP 16.000, RMBH	-3,721***	-3,311**	0,084	Estacionária
(Y - Y*) com HP 16.000, RMPA	-3,892***	-4,623***	0,088	Estacionária
(U - U*) com HP 16.000, RMPA	-2,888**	-2,909**	0,098	Estacionária
(Y - Y*) com HP 16.000, RMSP	-2,334	-1,987	0,165**	Não-estacionária
(U - U*) com HP 16.000, RMSP	-3,896***	-2,920**	0,042	Estacionária
(Y - Y*) com BN, Brasil	-5,121***	-5,121***	0,085	Estacionária
(U - U*) com BN, Brasil	-4,750***	-11,291***	0,062	Estacionária
(Y - Y*) com BN, RMBH	-7,369***	-7,369***	0,025	Estacionária
(U - U*) com BN, RMBH	-7,491***	-7,491***	0,028	Estacionária

Tabela 2: Testes de estacionariedade das séries

Variável	ADF	PP	KPSS	Conclusão
$(Y - Y^*)$ com BN, RMPA	-8,824***	-8,824***	0,027	Estacionária
$(U - U^*)$ com BN, RMPA	-6,496***	-6,496***	0,077	Estacionária
$(Y - Y^*)$ com BN, RMSP	-7,138***	-7,138***	0,086	Estacionária
$(U - U^*)$ com BN, RMSP	-7,584***	-7,584***	0,036	Estacionária
ΔY_t , Brasil	-4,273***	-5,176***	0,066	Estacionária
ΔU_t , Brasil	-4,857***	-5,981***	0,036	Estacionária
ΔY_t , RMBH	-4,391***	-5,086***	0,043	Estacionária
ΔU_t , RMBH	-6,218***	-6,218***	0,034	Estacionária
ΔY_t , RMPA	-9,513***	-9,513***	0,020	Estacionária
ΔU_t , RMPA	-5,963***	-5,963***	0,063	Estacionária
ΔY_t , RMSP	-4,262***	-4,794***	0,112	Estacionária
ΔU_t , RMSP	-3,830***	-6,042***	0,040	Estacionária

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: A hipótese nula dos testes ADF e PP é a de raiz unitária, enquanto que o teste KPSS tem como hipótese nula a não existência de raiz unitária. P-valor dos testes ADF e PP com base em MacKinnon (1996), e p-valor do teste KPSS com base em Kwiatkowski *et al.* (1992). ***, ** e * indicam significância estatística nos níveis de 1, 5, e 10 por cento, respectivamente.

Tabela 3: Testes de cointegração de Engle e Granger

Local	Engle-Granger	Engle-Granger Aumentado
Brasil	-2.694	-3.193*
RMBH	-3.319*	-4.548***
RMPA	-3.174*	-3.253*
RMSP	-2.184	-2.673

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: Valores críticos calculados por MacKinnon (1990, 2010). ***, ** e * indicam significância estatística nos níveis de 1, 5, e 10 por cento, respectivamente.

Tabela 4: Testes de cointegração de Johansen

	Vetor	Traço			Máximo autovalor		
		Estatística	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Estatística	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%
Brasil	0	19,023	15,41	20,04	17,370	14,07	18,63
	1	1,652	3,76	6,65	1,652	3,76	6,65
RMBH	0	23,883	15,41	20,04	21,757	14,07	18,63
	1	2,126	3,76	6,65	2,126	3,76	6,65
RMPA	0	12,180	15,41	20,04	10,484	14,07	18,63
	1	1,697	3,76	6,65	1,697	3,76	6,65
RMSP	0	15,428	15,41	20,04	13,687	14,07	18,63
	1	1,741	3,76	6,65	1,741	3,76	6,65

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Tabela 5: Estimativas da Lei de Okun para o Brasil (2002q1 a 2014q3)

	Equação <i>levels</i>											
	Tendência linear		Tendência quadrática		Filtro Hodrick-Prescott λ				Decomposição Beveridge-Nelson		Equação <i>differences</i>	
					1.600	1.600	16.000	16.000				
β_0	-0,109*** (0,041)	-0,071** (0,035)	-0,120*** (0,039)	-0,075** (0,035)	-0,117*** (0,041)	-0,075** (0,035)	-0,110** (0,041)	-0,074** (0,035)	-0,086*** (0,022)	-0,011 (0,036)	-0,110*** (0,041)	-0,071** (0,035)
β_1		-0,116*** (0,036)		-0,121*** (0,037)		-0,121*** (0,037)		-0,118*** (0,036)		-0,110*** (0,037)		-0,116*** (0,037)
β_2		-0,006 (0,035)		-0,015 (0,035)		-0,015 (0,036)		-0,008 (0,035)		0,078 (0,036)		-0,006 (0,036)
$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2$		-0,193		-0,211		-0,210		-0,200		-0,042		-0,192
α											-0,072 (0,059)	0,013 (0,058)
Obs.	50	48	51	49	51	49	50	48	49	47	50	48
R ² ajustado	0,111	0,275	0,143	0,330	0,124	0,297	0,108	0,281	0,232	0,162	0,111	0,269
RMSE	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,001	0,001	0,342	0,279
Durbin-Watson (original)	1,560	1,490	0,650	0,522	0,657	0,571	1,561	1,514	3,134	2,814	1,605	1,486
Durbin-Watson (transformado)			1,669	1,395	1,677	1,392			1,909			1,939

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: Estimativa de erros padrão entre parênteses. ***, ** e * indicam significância estatística nos níveis de 1, 5, e 10 por cento, respectivamente. As regressões que apresentam Durbin-Watson (transformado) foram estimadas pelo método Cochrane-Orcutt.

Tabela 6: Estimativas da Lei de Okun para a Região Metropolitana de Belo Horizonte (2002q1 a 2014q3)

	Equação <i>levels</i>										Equação <i>differences</i>	
	Tendência linear		Tendência quadrática		Filtro Hodrick-Prescott λ				Decomposição Beveridge-Nelson			
					1.600	1.600	16.000	16.000				
β_0	-0,032 (0,033)	0,002* (0,032)	-0,038 (0,032)	-0,019 (0,034)	-0,055 (0,041)	-0,005 (0,045)	-0,044 (0,032)	0,005 (0,032)	-0,002 0,014	-0,003 (0,012)	-0,032 (0,034)	-0,018 (0,034)
β_1		-0,149*** (0,051)		-0,074** (0,036)		-0,100* (0,052)		-0,148*** (0,053)		-0,076*** (0,026)		-0,074** (0,035)
β_2		-0,056 (0,049)		-0,054 (0,036)		-0,063 (0,047)		-0,061 (0,048)		-0,013 (0,027)		-0,050 (0,037)
$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2$		-0,203		-0,147		-0,167		-0,204		-0,093		-0,141
α											-0,138** (0,066)	-0,035 (0,069)
Obs.	50	48	51	49	51	49	51	49	50	48	50	48
R ² ajustado	-0,002	0,191	0,007	0,181	0,016	0,203	0,018	0,250	-0,020	0,137	-0,002	0,144
RMSE	0,004	0,191	0,004	0,003	0,005	0,005	0,004	0,003	0,001	0,001	0,429	0,388
Durbin-Watson (original)	1,674	2,001	0,708	0,710	1,242	1,391	0,721	0,779	2,025	2,407	1,570	1,920
Durbin-Watson (transformado)			1,556	1,669	1,977	2,086	1,568	1,728				

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: Estimativa de erros padrão entre parênteses. ***, ** e * indicam significância estatística nos níveis de 1, 5, e 10 por cento, respectivamente. As regressões que apresentam Durbin-Watson (transformado) foram estimadas pelo método Cochrane-Orcutt.

Tabela 7: Estimativas da Lei de Okun para a Região Metropolitana de Porto Alegre (2002q1 a 2014q3)

	Equação <i>levels</i>										Equação <i>differences</i>	
	Tendência linear		Tendência quadrática		Filtro Hodrick-Prescott λ				Decomposição Beveridge-Nelson			
					1.600	1.600	16.000	16.000				
β_0	-0,026 (0,023)	-0,027 (0,025)	-0,028 (0,023)	-0,029 (0,025)	-0,023 (0,023)	-0,022 (0,024)	-0,026 (0,023)	-0,024 (0,024)	0,003 (0,003)	0,005 (0,003)	-0,027 (0,021)	-0,026 (0,023)
β_1		-0,010 (0,024)		-0,012 (0,025)		-0,006 (0,024)		-0,102* (0,058)		-0,006 (0,005)		-0,004 (0,024)
β_2		-0,016 (0,024)		-0,017 (0,024)		-0,014 (0,023)		-0,075 (0,061)		-0,007 (0,005)		-0,014 (0,022)
$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2$		-0,053		-0,058		-0,042		-0,201		-0,008		-0,044
α											-0,090 (0,070)	-0,043 (0,077)
Obs.	51	49	51	49	51	49	51	49	49	47	50	48
R ² ajustado	0,005	-0,031	0,011	-0,027	0,001	-0,042	0,006	0,118	-0,007	0,062	0,011	-0,032
RMSE	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,000	0,000	0,483	0,471
Durbin-Watson (original)	0,688	0,707	0,685	0,719	0,861	0,871	0,719	0,930	1,767	1,912	1,555	1,672
Durbin-Watson (transformado)	1,443	1,495	1,448	1,512	1,494	1,543	1,453	1,652				

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: Estimativa de erros padrão entre parênteses. ***, ** e * indicam significância estatística nos níveis de 1, 5, e 10 por cento, respectivamente. As regressões que apresentam Durbin-Watson (transformado) foram estimadas pelo método Cochrane-Orcutt.

Tabela 8: Estimativas da Lei de Okun para a Região Metropolitana de São Paulo (2002q1 a 2014q3)

	Equação <i>levels</i>										Equação <i>differences</i>	
	Tendência linear		Tendência quadrática		Filtro Hodrick-Prescott λ				Decomposição Beveridge-Nelson			
					1.600	1.600	16.000	16.000				
β_0	-0,140*** (0,048)	-0,060 (0,048)	-0,136*** (0,045)	-0,071 (0,047)	-0,139*** (0,048)	-0,096** (0,046)	-0,143*** (0,049)	-0,064 (0,049)	-0,050* (0,028)	-0,023 (0,025)	-0,141*** (0,049)	-0,078 (0,047)
β_1		-0,187*** (0,062)		-0,132** (0,050)		-0,099** (0,048)		-0,188*** (0,062)		-0,116*** (0,034)		-0,136*** (0,049)
β_2		0,003 (0,057)		-0,003 (0,047)		-0,042 (0,047)		-0,002 (0,057)		0,027 (0,035)		-0,005 (0,048)
$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2$		-0,244		-0,206		-0,236		-0,255		-0,112		-0,218
α											-0,069 (0,080)	0,000 (0,082)
Obs.	50	48	51	49	51	49	50	48	50	47	50	48
R ² ajustado	0,131	0,249	0,139	0,232	0,125	0,207	0,132	0,254	0,042	0,190	0,130	0,230
RMSE	0,005	0,004	0,005	0,004	0,005	0,004	0,005	0,004	0,001	0,001	0,506	0,446
Durbin-Watson (original)	1,711	1,624	0,481	0,420	0,536	0,500	1,719	1,647	2,164	2,031	1,711	1,582
Durbin-Watson (transformado)			1,647	1,462	1,693	1,572						

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: Estimativa de erros padrão entre parênteses. ***, ** e * indicam significância estatística nos níveis de 1, 5, e 10 por cento, respectivamente. As regressões que apresentam Durbin-Watson (transformado) foram estimadas pelo método Cochrane-Orcutt.